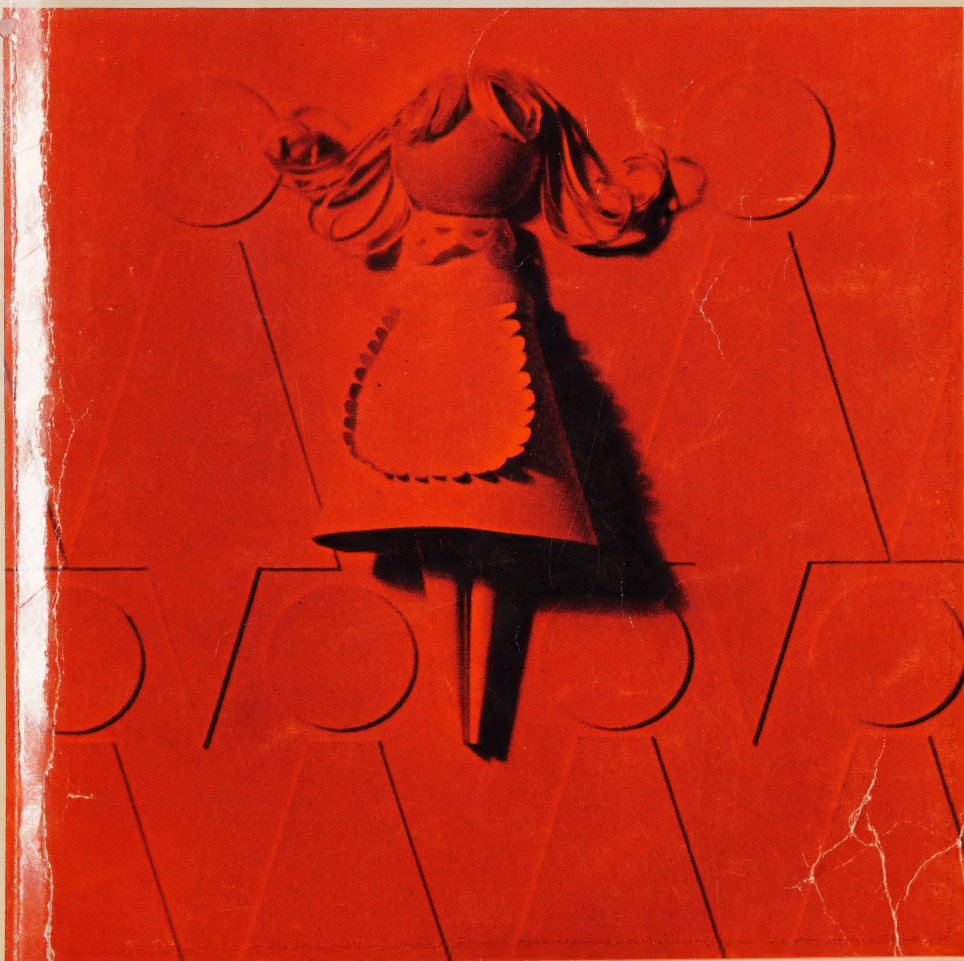
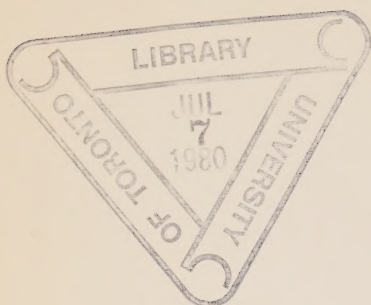


443  
2

**Determinants of  
the participation rate  
of married women  
in the canadian labour force:  
An econometric analysis**

by N. Skoulas





CATALOGUE No.

71-516

OCCASIONAL

Special Labour Force Studies: Series B No. 4

Married Female Labour Force Participation:  
A Micro Study

ERRATA

Page 1

"Price: 50 cents" should read "Price: 75 cents".

Page 61

Table 15. In the column headed "All ages", opposite the entry "All children less than 6 years ...", the number "-.200" should read "-.2001".

Page 71

Table 18. In the column headed "65 and over" opposite the entry "Prairie Provinces" the number "1.4 should read "1.1".

1303-507





*Canada*, STATISTICS CANADA

Current Economic Analysis Division

[*General publications*]

[*G-79*]

DETERMINANTS OF THE PARTICIPATION  
RATE OF MARRIED WOMEN IN THE  
CANADIAN LABOUR FORCE:  
AN ECONOMETRIC ANALYSIS ]

by  
Nicholas Skoulas

Published by Authority of  
The Minister of Industry, Trade and Commerce

February 1974  
3-1500-501

Price: \$1.00

Statistics Canada should be credited when republishing all or any part of this document

Information Canada  
Ottawa



## FOREWORD

Statistics Canada supports, carries out, and publishes studies which contribute to the public knowledge and understanding of socio-economic issues.

This study is a labour supply study investigating how, and to what extent, several factors might affect the housewife's decision in allocating her working time between market work and non-market activities. The qualification and quantification of the relationships between those factors and the labour force participation of married women was the focus of the study.

Although the present study has been supported and published by Statistics Canada, responsibility for the analyses and conclusions is that of the author.

SYLVIA OSTRY,

*Chief Statistician of Canada.*





## PREFACE

This study is concerned with the investigation and assessment of the magnitude and direction of several factors which might affect the decision of married women in allocating their working time between market work and non-market activities.


A model, based on the consumer choice theoretical framework, is developed to examine the influence of certain factors on the quantity of labour supplied to the market by married women, in a family context. Hypotheses concerning the relationships of these factors and the labour force behavior of married women are postulated and then tested by using regression techniques against two bodies of cross-sectional data; disaggregative data from the 1968 Survey of Consumer Finances (SCF68), and aggregative data from the 1961 Census of Canada.

I wish to acknowledge my debt to Statistics Canada whose support has made this study possible.

Concerning this study itself there were many influences on the development of my thinking which makes it difficult to assign intellectual indebtedness. However, I wish to acknowledge my considerable debt to Professors D.R. Maki and R.A. Holmes of the Department of Economics, Simon Fraser University, and Professor F.T. Denton of the Department of Economics, McMaster University, for their valuable suggestions and constructive comments. I wish to express my sincere thanks to Dr. S. Ostry, Chief Statistician of Canada, who initiated this study when she was Director of Special Manpower Studies and Consultation Division, Dominion Bureau of Statistics. Thanks are extended also to Mr. J.S. Wells, Director of the former Econometric Research Division, and to all the members of the staff for their moral support, encouragement and useful discussions. In particular, I wish to thank Mr. P. Conway and Miss R. Simonton for their valuable assistance in computer programming, and Mr. J.S. Lewis, of the Regional and Urban Research Staff, for his immeasurable help in tailoring his programme "Multiple Regression Analysis" for the needs of this study.

It is not necessary to state that the contribution of those mentioned above was strictly positive, and therefore, for any errors and deficiencies in the research, I am entirely responsible.

NICHOLAS SKOULAS.



Digitized by the Internet Archive  
in 2024 with funding from  
University of Toronto

<https://archive.org/details/39200825130108>

# TABLE OF CONTENTS

	Page
Chapter	
I Introduction . . . . .	9
II A Review of the Relevant Literature . . . . .	13
III The Model, the Hypotheses to be Tested and the Data . . . . .	31
IV Estimation of the Labour Supply Model Using Micro-data from the SCF68 . . . . .	49
V Estimation of the Labour Supply Model Using Macro-data from the 1961 Census . . . . .	75
VI Summary, Conclusions and Implications . . . . .	87
Bibliography . . . . .	91
Appendix	
A Variable Names and Definitions, and Regression Equations Based on SCF68 Data . . . . .	95
B Variable Names and Definitions, and Regression Equations Based on 1961 Census Data . . . . .	116
C Some Estimation Problems . . . . .	123
Table	
I.1 Female Labour Force Participation Rates: Canada 1921-61 . . . . .	9
I.2 Female Labour Force Participation Rates: Canada 1962-70 . . . . .	10
V.1 Labour Force Participation Rates of Married Women: Canada 1961 and 1968 . . . . .	76
A.1 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data for All Ages and Age Group Less than 25 . . . . .	98
A.2 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for Age Groups 25-34 and 35-44 . . . . .	100
A.3 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for Age Groups 45-54 and 55-64 . . . . .	102
A.4 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for Age Group 65 and over and Income Level I-W $\leq$ 3,999 . . . . .	104
A.5 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for Income Levels 4,000 $\leq$ I-W $\leq$ 7,999 and I-W $\geq$ 8,000 . . . . .	106

# TABLE OF CONTENTS — Concluded

Table	Page
A.6 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for Metropolitan and Non-metropolitan Areas . . . . .	108
A.7 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for Atlantic Provinces and Quebec . . . . .	110
A.8 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for Ontario and Prairie Provinces . . . . .	112
A.9 Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data: for British Columbia and Weighted Regression Equation for All Ages . . . .	114
B.1 Regression Equations for Labour Force Participation Rates of Married Women, Husband Present, Based on 1961 Census Data: for All Ages and by Age Group . . . . .	118
B.2 Regression Equations for Labour Force Participation Rates of Married Women, Husband Present, Based on 1961 Census Data: for Logarithmic Specification for All Ages and by Age Group and for Arithmetic Specification by Level of Income . . . . .	120



# CHAPTER I

## INTRODUCTION

In the last five decades, profound changes have taken place in the economic and social life of most countries. These changes have affected the patterns of work and employment as well as the sex composition of the labour force. As a consequence, a changing sex composition of the labour force has been observed at an international level.<sup>1</sup> The female component of the labour force has increased remarkably in the last few decades, not only in absolute terms but also as a percentage of the total labour force, and the component "married women", which was a small proportion of the total female labour force a few decades ago has become the most significant component, and is continually increasing in importance.<sup>2</sup> Moreover in most countries the component "married women" remains one of the largest potential sources of increased labour supply in the future.

Canadian married women, in keeping with the international trend, have shown a striking increase in the female labour force as is indicated in Tables I.1 and I.2.

<sup>1</sup> C.D. Long, *The Labour Force Under Changing Income and Employment*, Princeton University Press for National Bureau of Economic Research, New York, 1958.

<sup>2</sup> There are some historical statistics showing a small decline of the participation rate of females in some countries: e.g., see *The Determinants and Consequences of Population Trends*, United Nations, New York, 1953, pp. 194-209. "... In 1906, the percentage of French women 20 years old and over engaged in non-agricultural occupations, was 29.9; in 1936 it was 25.2. The corresponding percentages among all married women were 20.2 in 1906 and 18.7 in 1936." "... In Switzerland the proportion of women aged 15 years and over who were economically active declined from 42% to 33% during the period 1900-1940".

In any event, for such small changes these historical social statistics cannot be accepted with great confidence, because by the passage of time, changes take place in census techniques, in population and employment patterns, etc. See: R. Smuts, "The Meaning of Historical Statistics of the Female Labour Force," *Journal of the American Statistical Association*, March 1960.

**TABLE I. 1. Female Labour Force Participation Rates: Canada 1921 - 61**

Year	Marital status			Total	Married women as % of the female labour force
	Married	Single	Other		
1921 .....	2.16	45.09	21.65	17.59	7.25
1931 .....	3.45	46.58	21.03	19.65	10.07
1941 .....	3.74	50.00	20.11	20.66	10.30
1951 .....	11.20	58.12	19.34	24.06	30.02
1961 .....	21.95	54.16	22.96	29.47	49.77

**Note:** These rates are based on decennial census data for the age group 15 years and over. The Yukon and Northwest Territories are excluded throughout except for the 1961 Census, and Newfoundland is included from 1951 on. No adjustment is made to account for changes of census concepts and coverage of certain groups, i.e., members of Armed Services, Indians living on reserves, etc.

**Sources:** DBS, 1931 Census, Vol. VII, Table 26. 1941 Census, Vol. III Table 7, Vol. VII Table 5. 1951 Census, Vol. II, Tables 1 and 2, Vol. IV Table 19. 1961 Census, Vol. III - Part 2, Table 9, Vol. I - Part 3, Table 78.

In 1941 only 10% of the Canadian female labour force consisted of married women, whereas in 1970 the proportion of married women was over 56%.

**TABLE I. 2. Female Labour Force Participation Rates: Canada 1962-70**

Year	Marital status			Total	Married women as % of the female labour force
	Married	Single	Other		
1962 .....	21.6	50.3	26.8	29.0	48.41
1963 .....	22.6	49.0	27.7	29.6	49.57
1964 .....	24.1	48.3	27.9	30.5	51.06
1965 .....	25.2	48.7	27.6	31.3	51.68
1966 .....	26.8	49.7	28.0	32.8	52.08
1967 .....	28.3	49.6	28.9	33.8	53.27
1968 .....	29.6	48.7	28.4	34.4	54.68
1969 .....	31.2	48.6	27.4	35.2	55.76
1970 .....	32.0	47.5	27.8	35.5	56.69

**Note:** These statistics are annual averages for the age groups 14 years and over. They exclude inmates of institutions, members of armed services, Indians living on reserves and residents of the Yukon and Northwest Territories.

**Source:** DBS, Labour Force Survey Section publication, Special Table.

Tables I.1 and I.2 are not strictly comparable: (a) they differ in coverage and (b) Table I.1 gives the participation rates at a point of time during the Census year, whereas Table I.2 presents twelve-month averages. However, they clearly show the trend of married women in the labour force.

The labour force status of married women has important social and economic implications. It affects their entire way of life and their role in society. Furthermore, it affects the family and the marital relationship.<sup>3</sup>

The economic implications of an increased participation rate of married women may be significant. The rate of economic growth of the country at large is affected by the proportion of married women in the labour force; shifts in the job structure of the economy create increasing demands and opportunities for women, and consequently raise their economic well-being.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> E.E. Maccoby, "Effects Upon Children of their Mother's Outside Employment", L. Bartemeir, M.D., "The Children of Working Mothers: A Psychiatrist's View" in National Manpower Council, *Work in the Lives of Married Women*, Columbia University Press, New York, 1958. F. Elkin, *The Family in Canada*, Canadian Conference on the Family, 55 Parkdale Avenue, Ottawa, April, 1964.

<sup>4</sup> If the home production is counted in the GNP (it is not included in Canadian figures), the rate of economic growth will increase as a result of including more wives in the labour force only if their productivity is higher in the market than at home, and the increase of GNP is equal to the difference in productivity between the two sectors.

Knowledge of the factors affecting participation rates, in conjunction with other knowledge, is useful for national planning of full employment, for predicting future labour supplies, for attracting or discouraging entrance into the labour force by wives, and for designing income redistribution policies.

The aim of this thesis is to investigate and assess the magnitude and direction of the several factors which might affect the decision of Canadian wives to seek employment in the market, taking into account the Canadian socio-economic environment and the limitations of existing data. By doing this it is hoped that some light will be shed on the factors affecting Canadian wives' decisions in choosing their employment status, and that some results will be derived which will be useful for policy purposes.

Chapter II presents a review of some theories of labour supply and relevant North American empirical studies, with emphasis on empirical studies related to the labour supply of married women, in an attempt to give an overall picture of the problem.

In Chapter III a theoretical framework for analysing the participation rate of married women, based on an expanded consumer choice model is presented. It is then used for developing a testable statistical model, which is simple enough to permit its estimation with the available data. The same chapter discusses the data used for the empirical work and the hypotheses to be tested.

Chapters IV and V present and discuss the empirical findings and compare them with those of previous studies in Canada and the United States. Finally, Chapter VI presents a brief summary, states the conclusions of the study with respect to the factors affecting the decision of married women to seek market employment, and the implications of the study for policy purposes.





## CHAPTER II

### A REVIEW OF THE RELEVANT LITERATURE

In this chapter a brief discussion of some theories of labour supply<sup>1</sup> and relevant North American empirical studies is undertaken both for their own sake and for their suggestive value.

Supply of labour in the market is a multidimensional phenomenon. An individual may vary it in at least three ways: by changing the number of hours he is willing to work, the intensity of work and the nature of the skills he provides. The aggregate supply of labour has two more dimensions: the size of the population and the proportion of the population actually participating in the labour force. Any study which is trying to investigate one or more of the preceding dimensions of market oriented work, for example labour force participation, is a labour supply study.

In the traditional theory, total time available to the worker is dichotomized into working and non-working time, and the latter is usually termed "leisure". This dichotomy of time may be sufficient when the labour supply of adult males is considered, because homework, which is a principal type of non-market work, will be a negligible part of their activities over the span of their working life.<sup>2</sup>

Theoreticians have been intrigued by the specific question of what would be the effect of a change in wages on the labour supply.<sup>3</sup> Several factors made the answer furnished by theorists uncertain. These include the multidimensional character of labour supply, the strict work-leisure dichotomy, the time factor, the restriction of the determinants of labour supply to economic factors while over-looking the socio-cultural factors and spiritual and personal characteristics, and the lack of enough quantitative information to test alternative theories.

Concerning the individual supply curve of labour, Marshall<sup>4</sup> noted that it would be negatively sloped for "... the more ignorant and phlegmatic of races" and positively sloped for those "... whose mental horizon is wider, and who have

---

<sup>1</sup> Labour supply, as defined by economists, refers to the quantity of labour willingly offered to the market by the workers in return for monetary gain, regardless of whether or not the latter provides the sole incentive. But, the definition of labour supply involves many theoretical questions such as, what is the labour unit, etc. For some theoretical problems involved in the labour unit, see P.H. Douglas, *The Theory of Wages*, Kelley and Millman, Inc., New York, 1957, (1st. ed. 1934), pp. 14-16.

<sup>2</sup> Adult males spend a negligible part of their time at homework because: (a) of biological and cultural reasons, (b) their productivity in the market is higher than at home, (c) in the present social and cultural structure they enjoy higher wages than their wives in the market. In any event, homework for adult males would not be a barrier to their market work.

<sup>3</sup> By changes in wages we mean permanent changes in rate schedules, and not higher wage-rates which apply only to any additional work performed above some standard number of hours (overtime rates).

<sup>4</sup> A. Marshall, *Principles of Economics*, 8th ed., MacMillan and Co., Ltd., London, 1964, (1st ed. 1890), pp. 438-439.

more firmness and elasticity of character, and work the harder and the longer the higher the rate of pay which is given to them". Knight<sup>5</sup> believed an increase in wages would result in a decrease of the quantity of labour supplied, while a decrease in wages would presumably have the opposite result.<sup>6</sup> Lionel Robbins'<sup>7</sup> classic article in 1930 has been a breakthrough in the understanding of the nature of the labour supply problem. In this article one can find the core of the income and substitution effects. He pointed out that the labour supply-curve may be backward-bending, positively inclined over a range, then becoming negatively inclined. It all depends, as he puts it, on the elasticity of demand for income in terms of effort.<sup>8</sup>

The theory of the backward-bending supply-curve has been established and is the prevalent notion today.<sup>9</sup> It combines the Marshallian ideas and Robbins' suggestions and accepts a labour supply increasing and then decreasing with rising wages, with a turning point depending on the level of development, tastes, etc.<sup>10</sup>

Concerning the aggregate supply of labour, a distinction is desirable between the short-run supply of labour, the supply of labour for a given population of given capacities, and the long-run supply of labour, which is not subject to such restrictions. Classical economists tended to regard the supply of labour as synonymous with the total population and clearly their theory was mostly a population theory. Changes in wages would affect the size of population in the same direction, through birth rates and death rates, with a tendency for the wage

---

<sup>5</sup> F.H. Knight, *Risk, Uncertainty and Profit*, Houghton Mifflin Co., New York, 1921, pp. 117-118.

<sup>6</sup> Many other economists, of the seventeenth and eighteenth centuries, believed that the labour supply-curve was negatively inclined. For references see P.H. Douglas, *op. cit.*, pp. 270-271.

<sup>7</sup> L. Robbins, "On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort", *Economica*, 1930, pp. 123-129.

<sup>8</sup> In terms of income and substitution effects, the supply curve is positively sloped in the range where the substitution effect is stronger (assuming that leisure is a normal good), and negatively sloped when the income effect dominates.

<sup>9</sup> There is still some controversy on this notion. For example see: (a) R. Perlman, *Labor Theory*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1969, pp. 9-13. He suggests that the labour supply-curve may have more than one turning point, it is winding in and out upward. (b) H.G. Vatter, "On the Folklore of the Backward-Sloping Supply Curve", *Industrial and Labor Relations Review*, 1961, pp. 578-586. He attempts to show that the regressive segment of the backward-bending supply-curve lies well outside the range of realistic wages in an advanced economy. Furthermore, he argues that even if such a backward-bending supply-curve exists, it is irreversible, consequently it is not a real supply-curve in the customary meaning. His arguments have been subject to criticism by T.A. Finegan, Communication; "The Backward-Sloping Supply-Curve", *Ibid.*, 1962, pp. 230-234.

<sup>10</sup> See for example: (a) K.W. Rothschild, *The Theory of Wages*, Oxford, Basil Blackwall, 1965, pp. 42-45. (b) M. Friedman, *Price Theory*, Aldine, Chicago, 1962, p. 204. (c) K.E. Boulding, *Economic Analysis*, (3rd, ed.), Harper and Row, Publishers, New York, 1955, pp. 797-801.

rate to be kept at the "subsistence level".<sup>11</sup> This line of thinking leads to a perfectly elastic long-run supply curve of labour and a constant (inelastic) short-run labour supply. This theory ignores the fact that labour supply is a multidimensional phenomenon and might vary with the wage rate and economic conditions in the short-run as well.

Economists outside this classical tradition recognized that there was a functional relation of the short-run labour supply to the wage rate, and they believed that the supply curve was negatively inclined.<sup>12</sup> This conclusion was based on the notion that individuals work less as they become more affluent, but it ignored, as was pointed out by Robbins,<sup>13</sup> the fact that the response of the individuals' labour supply to wage changes depends on the elasticity of income in terms of effort (income and substitution effects), and since all the individuals do not react in the same way, an increase in wages could be perfectly compatible with an increase or decrease in the aggregate labour supply.

A number of economists today view the aggregate short-run labour supply curve as having the same shape as the individual labour supply curve, i.e., backward-bending.<sup>14</sup>

Several points can be raised regarding the acceptance of the backward-bending aggregate labour supply curve. First of all, an increase in wages may increase the participation rate in the labour force by attracting people who did not work at the lower wage range because their reservation price was higher.<sup>15</sup> Secondly, when wage rates are widely spaced, a change in wage rates will not provoke the same reaction of all individuals. Some of them will respond with an increase of labour supply and some others with a decrease of it, depending on the segment of their labour supply-curve on which they operate. In other words, it depends on whether the income or substitution effect dominates. Therefore the change in aggregate labour supply will depend on the number of workers who operate above or below the turning point of their labour supply-curve, and the slopes of the two segments of such curves as well. Third, institutional, traditional and legal factors do not always permit the workers to change their labour supply in response to wage changes. Fourth, the family, not the individual, is the

---

<sup>11</sup> Although the theory is attributed to the French physiocratic school, Malthus is considered the founder of this line of thinking. This theory has been contradicted by experience in western countries, and economists are taking population for granted, leaving the explanation of population changes to demographers, sociologists, etc.

<sup>12</sup> For references see: P.H. Douglas, *op. cit.*, pp. 270-271, and C.D. Long, *op. cit.*, pp. 34-35.

<sup>13</sup> L. Robbins, *op. cit.*

<sup>14</sup> See: (a) Friedman, *op. cit.*, p. 203, (b) K.W. Rothschild, *op. cit.*, pp. 46-47, (c) H.G. Lewis, "Hours of Work and Hours of Leisure", *Proceedings of the Industrial Relations Research Association*, 1957, pp. 196-206.

<sup>15</sup> The reservation price depends on many factors, such as the person's wealth and health, unemployment and welfare benefits, social standards, expectations regarding future opportunities, etc.

appropriate economic unit to be considered regarding labour supply; the response of the family to wage changes would be different than the individual's response. Higher wage rates may permit the family to keep children at school longer, the wife at home, etc. Also, the reaction of the family to wage changes depends on the social group to which it belongs; therefore the distribution of income would affect the response to wage changes.

In addition, an ambiguity arises regarding the effect of wage changes on the total labour supply when rising or falling wages are highly correlated with labour market conditions, and the non-wage characteristics of the labour market are affected. Under the additional worker hypothesis,<sup>16</sup> high unemployment of men (loose market conditions) would force many secondary workers to enter the labour force. The discouraged worker hypothesis<sup>17</sup> claims that the opposite would happen. Loose labour market conditions would discourage secondary workers from seeking a job and the labour force participation rate would decline. Now, it is believed that both the additional worker and the discouraged worker effects co-exist, with no clear consensus regarding which effect dominates or how the two effects interrelate.

For the preceding reasons, we tread on very uncertain ground when dealing with aggregate labour supply, and our factual knowledge about the response of aggregate labour supply to wage changes takes a speculative character. The answer to the question of what is the effect of wage changes on aggregate labour supply requires further empirical study and cannot be determined by *a priori* analysis.

In several empirical studies, economists have attempted to measure the aggregate supply curve by using time series and cross-sectional data. Douglas<sup>18</sup> has been a pioneer in this field of economics. He attempted to measure indirectly the short-run labour supply curve by investigating: (a) the relationship between working hours and hourly earnings, and (b) the relationship between average yearly earnings and the proportions of population in the labour force. The first relationship was investigated by using annual time series for 1890 to 1926 for fifteen industries, and interindustry cross-sectional data for 1890, 1914, 1926.<sup>19</sup> He found a strong negative correlation between working hours and hourly earnings. For the second relationship, cross-sectional data for various age and sex groups as well as for the population as a whole were used for forty-one large

---

<sup>16</sup> W.S. Woytinsky, "Additional Workers and the Volume of Unemployment in the Depression", *Social Science Research Council*, Pamphlet Series 1, Washington, 1940.

<sup>17</sup> D.D. Humphrey, "Alleged 'Additional workers' in the Measurement of Unemployment", *Journal of Political Economy*, October 1940.

<sup>18</sup> Douglas, *op. cit.*

<sup>19</sup> *Ibid.*, pp. 302-307.



American cities in 1919, and a negative correlation between average yearly earnings and the proportions of the population in the labour force was found.<sup>20</sup>

Douglas' findings have subsequently been both widely cited and supported by later studies. Long,<sup>21</sup> using largely population censuses data of the United States and several other countries for 1890 to 1950, investigated the relationships between labour force participation rates and earnings. His findings, to a great extent, amplified Douglas' results. Finegan, using interindustry and interoccupation cross-sectional United States census data for 1940 and 1950 for adult males, found a negative relation between hours worked and hourly earnings. He draws the conclusion that "... the supply curve of adult male labour in the United States is negatively inclined."<sup>22,23</sup> Kosters<sup>24</sup> in a more recent study with cross-sectional United States census data for 1960 for the male age group 50-64 concluded that "the statistical results show a net negative relationship between hours of work and the wage rate. They are thus consistent with a body of existing evidence and support the notion of a backward-bending supply curve with the income effect outweighing the substitution effect."<sup>25</sup>

Concerning the controversial issue of additional and discouraged worker hypotheses, the two basic hypotheses of responsiveness of labour supply to changes in the economic conditions, recent<sup>26</sup> empirical studies in the United States and Britain, using various bodies of cross-sectional and time series data with modern analytical techniques, supported the notion that both adjustments

---

<sup>20</sup> The same relationship was investigated by Schoenberg and Douglas by using cross-sectional data for 1929-1930 and the findings supported, to a large extent, the Douglas results. See E.H. Schoenberg and P.H. Douglas, "Studies in the Supply Curve of Labor: The Relation in 1929 Between Average Earnings in American Cities and the Proportions Seeking Employment," *Journal of Political Economy*, February 1937, pp. 45-79.

<sup>21</sup> For a summary of Long's findings, see Long, *op. cit.*, pp. 3-33.

<sup>22</sup> T.A. Finegan, "Hours of Work in the United States: A Cross-Sectional Analysis," *Journal of Political Economy*, October 1962, pp. 452-470.

<sup>23</sup> Although the main focus of the current study is on married women, the results for males are discussed briefly for the purpose of contrast and comparison.

<sup>24</sup> M. Kosters, "Income and Substitution Parameters in a Family Labor Supply Model," Unpublished Ph.D. dissertation, Department of Economics, University of Chicago, 1966.

<sup>25</sup> For a concise summary and general conclusions of a number of labour supply studies, see G.F. Break, "Income Taxes, Wage Rates, and the Incentive to Supply Services," *National Tax Journal*, December, 1953, pp. 333-352.

<sup>26</sup> Until recently empirical evidence, emerging largely from the works of C.D. Long, suggested that the labour force seems largely independent of cyclically high effective demand or cyclically high unemployment. See C.D. Long, "The Labour Force and Economic Changes," in *Insights Into Labor Issues*, R.A. Lester and J. Shisters, eds., MacMillan Co., New York, 1948, pp. 329-355, and C.D. Long, *op. cit.*

co-exist in life, as they do in theory, and that the discouraged worker effect dominates in the overall labour force and in most of the age-sex groups.<sup>27</sup>

In Canada, unlike the United States, empirical studies provide conflicting results. Proulx<sup>28</sup> tested the additional vs. discouraged worker hypotheses, by using annual time series data from 1948-67. His findings suggest that the additional worker hypothesis prevails in the overall male labour force, males aged 20-24, females 45-64, and females 65 years and over, while the discouraged worker effect is dominant only for males 14-19 and females 20-24. Results are not presented for other age-sex groups. In contrast, Officer and Andersen<sup>29</sup> take the theoretical position that the discouraged worker hypothesis is applicable to males and the additional worker hypothesis to the labour force behaviour of females. They tested these hypotheses, by using quarterly data from 1950 to 1967 and their findings support their position. They report that the additional worker effect is consistently dominant in all female age groups, with the exception of those 14-19 years, and the discouraged worker effect dominates in the male age groups. Swidinsky<sup>30</sup> used cross-sectional data from the 1961 census of Canada, in order to test the existence and prevalence of the two hypotheses. Surprisingly, his findings are in conflict with the results of both previous studies. His findings support only the discouraged worker hypothesis for both male and female labour force behaviour, and there is no evidence of additional workers either among males or females. Kunin,<sup>30</sup> using cross-sectional census tracts data for the major Canadian metropolitan areas for 1951 and 1961, examined both the discouraged

---

<sup>27</sup> L.C. Hunter, "Cyclical Variation in the Labour Supply: British Experience, 1951-60," *Oxford Economic Papers*, (New Series), July, 1963, pp. 140-153.

W.G. Bowen and T.A. Finegan, "Labor Force Participation and Unemployment," in A.M. Ross (ed.), *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley, 1965, pp. 115-161.

G.G. Cain, *Married Women in the Labor Force*, University of Chicago Press, Chicago, 1966.

A. Tella, "Labor Force Sensitivity to Employment by Age, Sex," *Industrial Relations*, February, 1965, pp. 69-83.

K. Strand and T. Dernburg, "Cyclical Variation in Civilian Labor Force Participation," *Review of Economics and Statistics*, November, 1964, pp. 378-391.

T. Dernburg and K. Strand, "Hidden Unemployment 1953-62: A Quantative Analysis by Age and Sex," *American Economic Review*, March, 1966, pp. 71-95.

W.G. Bowen and T.A. Finegan, *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press, Princeton, 1969.

<sup>28</sup> Pierre-Paul Proulx, "La variabilité cyclique des taux de participation à la main-d'oeuvre au Canada," *Canadian Journal of Economics*, May, 1969, pp. 268-277.

<sup>29</sup> L.H. Officer and P.R. Andersen, "Labour Force Participation in Canada," *Canadian Journal of Economics*, May, 1969, pp. 278-289.

<sup>30</sup> R. Swidinsky, "A Note on Labour-Force Participation and Unemployment," *Canadian Journal of Economics*, February, 1970, pp. 146-151.

R. Kunin, "Labour Force Participation Rates and Poverty in Canadian Metropolitan Areas," Unpublished Ph.D. dissertation, Department of Economics, University of British Columbia, April, 1970.

and additional worker hypotheses. Her findings support the over-all prevalence of the discouraged worker effect. However, some evidence for the additional worker effect was found for women among the higher income groups.

From the preceding discussion in this chapter, it has been seen that theory suggests, and empirical studies support, the backward-bending supply curve of labour. Turning to examine the labour force behaviour of married women, which is the focus of this study, we deal with a special group for which personal, family, and household characteristics affect its labour supply in the market to a great extent. The strict work-leisure dichotomy of time is no longer acceptable in investigating the labour supply of this group. Homework is a major type of work for married women over most of their married life, for biological and cultural reasons.

Consequently, wives have a three-way choice in allocating their time: work in the market, homework and leisure. The family context must be taken into consideration in investigating the labour supply of wives. The amount of work supplied by a family member to the market is the outcome of a family decision concerning the allocation of time of its members. Tastes for work of family members, their wage rates in the market, total family income, consumption aspirations, individual's productivity in homework, prices of market substitutes for household goods and services, and composition and size of family are important factors affecting the decision of allocating the time of family members. The effect of rising real income, in the case of adult men, has been to decrease the hours of work in the market, this being the major sector of their work activity. Cross-sectional empirical studies support the inverse relation between increased real income and the market work (labour force participation rates) supplied by married women, which means that evidence can be rationalized in terms of a backward-bending supply curve. But, on the other hand, the labour force participation of married women over time, despite the fact of increasing real income, not only has failed to decline but has been rising rapidly (see introduction).

What has been the cause of this apparent contradiction between cross-sectional and time series evidence? Various studies<sup>31</sup> attributed it to the difference between static factors at a moment of time and dynamic factors over time. But they did not set up a rigorous analytical model explaining this contradiction, so that it was not fully or precisely reconciled. Mincer<sup>32</sup> has taken

---

<sup>31</sup> For example see C.D. Long, *op. cit.*, pp. 97-140. He discusses dynamic factors over time such as: (1) declining burden of housework due to fewer children, better appliances, etc., (2) declining hours of work in office and factory jobs which facilitates the performance by women of the dual functions of wage earner and wife or mother, (3) more job opportunities for women, (4) rising wages and improved education of females, relative to males.

<sup>32</sup> J. Mincer, "Labor Force Participation of Married Women," in *Aspects of Labour Economics*, A Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research, Princeton University Press, 1962, pp. 63-105.

a major step in the resolution of the contradiction by setting up a rigorous analytical model and testing it with cross-sectional data.<sup>33</sup>

The theoretical foundation of his model is based on the traditional ideas of income and substitution effects to which he added two features: (i) that married women have a three-way choice in allocating their time, between paid work, leisure, and unpaid homework, and this allocation of time is a matter of family decision; and (ii) that people adjust their consumption to their permanent incomes (Friedman's permanent income hypothesis). In the family context, increased income over time has had the effect of decreasing hours of work in the market for adult men, and there is no reason to believe that this has been different for women. But while the total amount of work (market work and homework) of women declined, there was a shift from homework to market work. These shifts can be explained by historical changes in other variables. Market wage rates for women have increased and relative prices of market substitutes for home goods and services, such as food preparation and labour-saving appliances, have declined. This means that larger quantities of home goods and services can be obtained by an hour's work in the market now than previously. These historical changes have resulted in weakening the negative income effect of wage changes on hours supplied in the market, and in making the negative effect on the hours of homework stronger.

At a moment of time, this generalization which refers to work choices over a lifetime may not hold, because the degree of substitutability may differ depending on the life cycle (for example, presence of young children reduces substitutability between market and home goods and services). Also, there are "transitory" variations in variables (such as, income, wage rates, economic conditions, etc.) which influence the particular timing of labour force participation.

On this theoretical ground, Mincer's hypotheses are that market wage changes may have a relatively large substitution effect on work supplied in the market by wives; labour force participation of the wife may be greater the smaller the permanent income of the husband and the greater the negative "transitory" component of his income.

Mincer suggests the following specification of a market labour supply function for married women:

$$m = \beta_p y + \gamma w + u$$

Where  $m$  is the quantity of labour supplied to the market,  $y$  is a potential permanent level of family income,  $w$  is the wife's full-time market wage, and  $u$

---

<sup>33</sup> In the next pages some major empirical studies in the United States and Canada are reviewed. This discussion does not purport to give a complete analysis of these studies. Some additional points from these and other empirical studies are discussed in the chapters presenting the empirical findings of this study.



reflects other factors or tastes.<sup>34</sup> During the course of empirical testing of this model, he added three more variables to control for schooling, economic conditions, and presence of young children in the family.

Mincer tested his model against various kinds of cross-sectional, aggregative and disaggregated data pertaining mainly to white married women. The data sources were the 1950 Survey of Consumer Expenditures of the Bureau of Labour Statistics, the 1950 Census of Population, and the 1955 and 1957 current population reports of the Census Bureau.

His principal empirical findings from these cross-sectional studies are the following:

- (a) The husband's income is negatively related to the wife's labour force participation rates. The wife's market wage rate exerts a positive effect on her own market labour supply, and this positive effect is nearly twice the size of the negative income effect in elasticity terms. This gives support to the theoretical rationalization of a large substitution effect. Coefficients of additional variables representing the presence of young children in the family, education of the wife and unemployment, carried the expected signs, but they were statistically insignificant.
- (b) The wife's labour force response to transitory income is stronger than to permanent income. Wives are more apt to work if the husband's current income is below his permanent income.
- (c) The presence of young children weakens the wage effect and strengthens the husband's negative income effect, which is due to lack of good substitutes for the mother's care of young children, as Mincer suggested.

Furthermore, Mincer computed changes in full-time earnings (not current earnings) of males, females, and family earnings from one census year to the next census year, because over long periods the problem of transitory income is not supposed to be relevant. He used these earnings changes and his estimated supply function from the cross-sectional studies to estimate the changes in labour force participation rates of wives from one decade to the next. His model predicts, on

---

<sup>34</sup> Mincer rewrites his equation by expressing  $y = x_p + w$ , where  $x_p$  is the permanent level of family's income excluding the wife's earnings, and is for empirical purposes identified with husband's income. Substituting into his model it becomes:

$$m = \beta_p x_p + \alpha w + u$$

where  $\alpha = \beta_p + \gamma$ . This equation was modified by Mincer by adding one more variable ( $x_t$ , transitory income) in an attempt to determine the effect of the transitory component of income. Parameter  $\beta_p$  was interpreted by Mincer as "the effect of 'permanent' family income on the wife's market labor input, keeping her market earning power constant," and  $\alpha$  "represents the effect of the wife's market earning power, keeping family income constant." The expected signs are  $\beta_p < 0$  and  $\alpha > 0$ . Parameter  $\alpha$  in the second equation is interpreted as "a relative price effect not compensated by a change in income."



the average, about 75% of the actual increase in labour force participation of married women over time.

Long<sup>35</sup> commented on Mincer's article and accepted it as a "careful and imaginative piece of work", but pointed out two shortcomings: (a) that several features of the study suggest that more than two variables — earnings of husbands and of wives — are needed to explain the labour force behaviour of married women, since Mincer's model does not predict the over-all changes fully, and (b) his model does not appear to fit the data for Negro females whose labour force participation rate has declined since 1900, and especially since 1920.<sup>36</sup> This latter puzzle provided the initial incentive for a large study undertaken by Cain.<sup>37</sup>

Cain's model is built on the work of Mincer<sup>38</sup> and Kosters.<sup>39</sup> He slightly modified their models to make them applicable to a wider range of data in different forms. He used cross-sectional aggregative data for metropolitan areas from the 1940, 1950, and 1960 population censuses, and disaggregated data, for individual married women, from the 1955 Scripps Population Foundation's Growth of American Families Survey, and from the 1-in-1000 sample of the 1960 census.

His major objective was to investigate the determinants of market work by married women, and to explain why white married women have lower, but more rapidly increasing labour force participation rates over time than their non-white counterparts, and why the participation rates of both groups have increased over time. In this extensive study Cain tested his model with two types of statistical data for the total, white, and non-white groups by introducing empirical measures for several variables and estimating their effect on the participation rate by using multiple regression techniques. Basically, three measures of labour supply were used as dependent variables: (a) labour force participation rate (in per cent), (b) dummy variables for current labour force status, and (c) weeks worked by the wife in 1959, a more continuous variable ranging from 0 to 52. A number of interesting points and conclusions emerge from his study.

The economic variables behaved as theoretically expected; significant coefficients were obtained which indicated a negative income effect and a positive wage effect. He devoted a large part of the study, with the help of a number of different tests, to computing elasticities of the participation rate with respect to wives' earnings, and family income excluding wives' earnings, with both sets of data. His findings support Mincer's result of a positive wage effect exceeding the negative income effect, only with the 1950 census data. This is true in the 1940 and 1960 samples only when the variables for children and education were

---

<sup>35</sup> C.D. Long, "Comment," in *Aspects of Labour Economics*, A Conference of the Universities — National Bureau Committee for Economic Research, Princeton University Press, Princeton, 1962, pp. 98-105.

<sup>36</sup> C.D. Long, "Comment", *op. cit.*, p. 104.

<sup>37</sup> G.G. Cain, *op. cit.*

<sup>38</sup> J. Mincer, *op. cit.*

<sup>39</sup> M. Kosters, *op. cit.*

omitted from the regressions.<sup>40</sup> These findings "weakened . . . but not overturned" Mincer's earlier results, as Cain puts it. The estimates of wage elasticity with disaggregated data were larger than the estimates of the income elasticities, but he does not put great confidence on these results, because the procedures for the estimation of the wage effect were quite rough.<sup>41</sup> The wage-elasticity estimates, relative to income-elasticity estimates, for non-white wives were lower than for their white counterparts. This is consistent with the faster rate of growth of the white wives' participation rate, but he has no explanation for the white-non-white income-elasticity differential itself.

Cain's results are in conflict with Mincer's findings on some other points. Coefficients of the variables for children, education, and unemployment were found significant in Cain's study, using the same data as did Mincer, who found insignificant coefficients.

Cain used the difference between actual income and a computed "predicted income", as a measure of the transitory component of income.<sup>42</sup> He found that the coefficient of the transitory component of income was negative and significant but smaller in absolute magnitude than the coefficient of the "permanent" or "predicted" income. This contradicts Mincer's results which claim the opposite, but Cain is not very dogmatic about his results and he suggests that "there is a good chance that the relative strengths of the two income concepts may hinge on the particular definitions and measures adopted."

Another interesting finding was that unemployment consistently had a negative effect (although not significantly so for non-whites) on the overall participation rate of wives. This supports the notion that the discouraged worker hypothesis is the dominant one.

The most original portion of Cain's work lies in the analysis of the labour force participation of non-white wives. His study sheds considerable light on the observed persistent differential of higher labour force participation rates for non-white wives, and the lesser importance of children as a deterrent to market work for non-white wives. Cain suggests four reasons to which these differentials are largely attributable, and provides some empirical evidence to support each of them: (i) he emphasizes the greater prevalence of part-time work of non-white wives, which means that the labour force participation rates overstate the labour

---

<sup>40</sup> He suggests that the wage effect is diminishing in these regressions because the two variables act in part as proxy for the wage effect. Education may act as a proxy for non-pecuniary returns for market work, and in cross-sectional studies for tastes for market work. The children variable may serve partly as a proxy for a wage effect as long as the wage variable is not the appropriate one, because empirical studies have shown an inverse relation between the number of children and the wife's potential earnings. Cain's income and earnings variables for 1940 are different and less satisfactory than those for 1950 and 1960. See Cain, *op. cit.*, p. 57, and pp. 84-85.

<sup>41</sup> Cain, *op. cit.*, p. 117.

<sup>42</sup> *Ibid.*, p. 92.

supplied to the market by them, (ii) less homework is required from non-whites because of the greater incidence of "poorer housing conditions, smaller dwelling units, and more doubling up,"<sup>43</sup> (iii) higher family instability, relative to white families, which encourages non-white wives to maintain closer relations to the labour market because they may have to support their families out of their own wages, and (iv) non-white wives may face less discrimination in the labour market than their husbands, which leads "to some substitution in market work between them."<sup>43</sup>

The more rapid increase in participation rates of white wives over time is partially attributed by Cain to the concentration of non-white wives in domestic service – a declining occupation. Concerning the growing overall participation rates of married women over time, he feels that it remains only "partially explained", and more research must be done for a thorough explanation.

The largest study concerning the labour force participation rates of several population groups has been conducted by Bowen and Finegan.<sup>44</sup> They have devoted three chapters of their book to the labour force participation of married women.<sup>45</sup> Their main objective was to investigate the factors affecting market work by married women, and to explain the upward trend in their participation rates.

Their conceptual framework is built on the general theory of choice and is strongly influenced by the work of Mincer<sup>46</sup> and Becker.<sup>47</sup> They use a single equation linear model and apply multiple regression techniques to estimate the effect of several factors on the participation rate of married women. The data used were derived from the censuses of 1940, 1950, 1960, and from the monthly surveys of households over the period 1947-1967. The data from the 1960 census were used in aggregative form, as well as individual observations drawn from the 1-in-1000 sample.

Empirical measures of several variables were carefully constructed, and three measures of labour supplied in the market were used as dependent variables: (i) participation rates (in per cent), (ii) a dichotomous (0,1) variable to indicate the labour force status of wives at a moment of time, and (iii) hours worked by those married women who were "at work" during the census week. Presenting their empirical findings, they classify the factors affecting the labour force participation rates into two groups: (a) individual and household characteristics, and (b) labour market conditions.

---

<sup>43</sup> Cain, *op. cit.*, p. 119.

<sup>44</sup> W.G. Bowen, and T.A. Finegan, *The Economics of Labour Force Participation*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1969.

<sup>45</sup> This brief review refers to those three chapters concerning the participation rate of married women.

<sup>46</sup> Mincer, *op. cit.*

<sup>47</sup> G.S. Becker, "A Theory of the Allocation of Time", *The Economic Journal*, September, 1965.

Their empirical findings can briefly be summarized as follows:

1. The economic variables behaved as theoretically expected. The income of husband, or family income excluding the wife's earnings, exerts a negative effect on the labour supplied in the market by wives, whereas the female earnings have a positive effect.
2. The coefficients of variables representing the presence of children in the family carry the expected negative sign, and they are statistically significant, but the age of children has a great deal to do with determining the amount of labour supplied by their mothers in the market.
3. A pronounced positive relation exists between years of schooling completed by married women and their labour force participation rate, when "adjusted" participation rates are considered.<sup>48</sup> This relation is not clear with the "unadjusted" participation rates.<sup>49</sup>
4. A powerful explanatory variable for the labour force status of married women was the occupation in which the wife had the most recent work experience. Occupational characteristics which would affect the decision of a wife to participate in the labour force are: (i) earnings, (ii) psychic income, (iii) future earnings, (iv) opportunity for part-time work, and (v) ease of entry.
5. In a test with employment status of husband as an explanatory variable, they found that wives with unemployed husbands are considerably more likely to participate in the labour force, which indicated the existence of an "additional worker" effect. But the net effect of overall unemployment in metropolitan areas had been to reduce the overall participation rate of wives, which supports the notion that the discouraged worker effect is the dominant one. Their findings support Mincer's results that transitory decreases in family income lead to higher participation rates of wives than permanent decreases. But, they admit that their test is not very sophisticated and that both Mincer and Cain "have devised more unique and interesting ways of working on this problem."<sup>50</sup>
6. With respect to the differences in labour force participation between white and Negro wives, their findings are essentially the same as those of Cain<sup>51</sup> and suggest the same explanations.<sup>52</sup> They investigate separately the group of

---

<sup>48</sup> The authors interpret their results by considering both "unadjusted" and "adjusted" participation rates. The latter are constructed from the estimated regressions by using the coefficients for the other variables (except the reference characteristic which is represented by a set of dummy variables) to estimate what the participation rate would be for the group with the particular characteristic, if they would have been "average" in terms of the other characteristics represented by the rest of the variables in the regression. See Bowen, and Finegan, *op. cit.*, pp. 642-644.

<sup>49</sup> The pronounced positive relationship for Negro wives exists only for those who have 16 or more years of schooling.

<sup>50</sup> Bowen, and Finegan, *op. cit.*, p. 148.

<sup>51</sup> Cain did not investigate Negroes separately from other non-white wives.

<sup>52</sup> Bowen, and Finegan, *op. cit.*, p. 93.



non-whites other than Negroes and their findings show a much higher labour force participation rate of this group than for either white or Negro wives. Their basic explanation is "the culturally-inspired-differences-in-tastes."<sup>53</sup>

7. Other variables representing: labour supply of females, opportunity cost borne by the wife who takes a market job, and labour demand for females, were significant with the expected negative signs for the first two and positive sign for the last one.
8. The authors attempted to explain the upward trend in participation rate of married women over the period of 1948 to 1965. Their conclusion, based on their empirical findings, was that it cannot be explained in terms of a negative income effect having been outweighed by a more powerful substitution effect. Their cross-sectional model predicted an increase in the participation rate of married women of 6.8 percentage points, whereas the actual increase, corrected for changes in demographic factors, was 14.6 percentage points. They resorted to changes in other factors such as, (i) hours worked, (ii) prices and methods of production of home goods and (iii) income aspirations, to explain the remaining part of the increase in the participation rate of married women. They made some crude calculations and "guesses" of the quantitative impact of these factors on the participation rate, and concluded that the increase in the participation rate of married women over the period of 1948 to 1965 seems explainable in large part, without falling back on such explanations as "changes in the attitudes of the society toward the working wife."<sup>54</sup>

Empirical studies have also been undertaken in Canada with respect to the labour force status of married women.<sup>55</sup> The Canadian empirical studies are limited in number and less extensive than the similar studies undertaken in the United States because of lack of appropriate data. This limitation has forced researchers to concentrate on investigation of one dimension of labour supplied by married women to the market (participation rate) and to examine the effect of limited numbers of factors on the labour force behaviour of married women.

The first three of the studies we are reviewing in the following pages used published and unpublished data from the 1961 Census of Canada, and only the fourth used unpublished individual observations on households from the 1964 Survey of Consumer Finances.

The first study by Allingham<sup>56</sup> is concerned with the labour force participation rate of females. The author views the participation rate as a function

---

<sup>53</sup> *Ibid.*, pp. 96-97.

<sup>54</sup> Bowen and Finegan, *op. cit.*, p. 240.

<sup>55</sup> Most of the relevant Canadian studies have been prepared, or initiated, under the direction of S. Ostry when she was Director, Special Manpower Studies and Consultation Division, at the Dominion Bureau of Statistics.

<sup>56</sup> Dominion Bureau of Statistics, Special Labour Force Studies, No. 5, *Women who work: Part 1, The Relative Importance of Age, Education and Marital status for Participation in the Labour Force*, by J.D. Allingham, Queen's Printer, Ottawa, 1967.



of interrelated demographic, economic, and other social factors. In this framework he examines the effects of age and educational attainment of married women on their labour force status. Cross tabulations of participation of women, by marital status and age (controlled for their educational attainment) were used to determine the relative importance of marital status, education, and age on the labour force participation. Concerning married women, the author concludes that education has an independent positive effect on the participation rate and is a more important factor than age. He argues that age, per se (within the age range of 15 to 54), is not a very important factor, but the observed relationship between age and participation rate is a result of other events related to age, more crucial to participation decisions (e.g., child-bearing).

In a second study Allingham and Spencer<sup>57</sup> investigated not only the effect of education and age of married women on their labour force participation, but also the effect and importance of their child status, the size of the community they live in and their husband's educational attainment, which is used as a proxy for his current and potential earnings. Regression analysis, instead of cross-tabulations, was employed to examine the magnitude and direction of the effect of these factors on the labour force status of wives.

Their findings support Allingham's previous results about the insignificant role of age, per se, in affecting the wife's decision of allocating her working time between market work and home work, and the substantial importance (with a positive effect on the participation rate) of the wife's education which is the most significant variable for women over 45 years of age. For younger wives the most significant variable affecting (negatively) the participation rate is the one representing the presence of young children. Education of wives comes next in its effect upon their joining the labour force. The husband's education, a proxy for his income, has a negative effect on the wife's labour force participation, especially for older women. The weakest effect on the wife's decision whether to participate in the labour force is demonstrated by the residence variable (metropolitan area, other urban, rural non-farm, rural farm). However, it indicates that the larger the centre the wife is living in, the more likely she is to be in the labour force.

The third study, which used aggregative data from the 1961 census, was conducted by S. Ostry.<sup>58</sup> The scope of the study was broader than the labour force participation rate of married women, but the author devotes a large part of

---

<sup>57</sup> Dominion Bureau of Statistics, Special Labour Force Studies, Series B, No. 2, *Women Who Work: Part 2, Married Women in the Labour Force: The Influence of Age, Education, Child-Bearing Status, and Residence*, by J.D. Allingham and B.G. Spencer, Queen's Printer, Ottawa, 1968.

<sup>58</sup> S. Ostry, *The Female Worker in Canada*, 1961 Census Monograph, Queen's Printer, Ottawa, 1968.

it to an investigation of several factors which might affect the labour market activities of wives. Cross-tabulations and participation profiles by grouping women according to selected characteristics, analysis of variance, and multiple regression techniques were used in exploring the effect of several factors on the wives' decision concerning their labour force status. The cross-tabulations and the cohort and cross-section participation profiles reveal many facets of the labour force activities of married women. For example, from the cross-section participation profile the "two-phase" working life cycle was revealed in Canada in 1961, as in the United States in 1950.

The major findings of Ostry's study can be summarized as follows: The presence of young children is a very strong deterrent for market work, especially for young mothers. This negative influence of child status declines with age. Education is a more important factor than age, and it positively affects the labour force participation rate of married women. When education is taken into account, the negative effect of presence of young children, while still strong, is weakened. The effect of husband's income on the wife's labour market activity, is weakly positive at levels below a "threshold" of \$5,000 to \$7,000, becoming strongly negative at higher levels of income. Residence (urban, rural) has a very weak effect on the participation rate, but the regional influence is much stronger, indicating a clear pattern of lower labour force participation of married women in the Atlantic region and in Quebec than in the rest of Canada.

Disaggregated data were used by Spencer and Featherstone<sup>59</sup> in conducting a study concerning the influence of several factors on the labour force participation rate of married women. The study was based on 4,476 observations on families with husband and wife present from the 1964 Survey of Consumer Finances. A single equation model was employed, with a dichotomous (1,0) dependent variable indicating the labour force status of the wife at a moment of time, and multiple regression techniques were used for estimating the parameters.

The findings of the study support previous results concerning the influence of husband's income, child status, and the region of residence on the labour force behaviour of married women, and provide new information from the addition of variables on the financial position of the family, presence of "extra" adults, and residence in a metropolitan centre. Increased stocks of assets in the possession of a family reduce the probability that the wife will be in the labour force, whereas increased value of debts incurred by the family has the opposite effect. Both factors have a weak effect on the labour force behaviour of wives, and the findings are inconsistent with the authors' hypothesis that the wife enters the labour force for the purpose of accumulating assets or to permit the family to incur debts. The presence of an adult in the family, other than the husband and the wife, could have a positive effect on the participation rate by providing a convenient

---

<sup>59</sup> Dominion Bureau of Statistics, Special Labour Force Studies, Series B, No. 4, *Married Female Labour Force Participation: A Micro Study*, by B.G. Spencer and D.C. Featherstone, Ottawa, 1970.

baby-sitting service, or a negative effect by placing greater demand for housework. The conclusion of the authors, based on their findings, is that "on balance, the presence of such a person encourages the labour force participation of the wife."<sup>60</sup> Finally, the results support the hypothesis that the larger the centre the wife lives in the more likely she is to be in the labour force.

In the light of the previous brief discussion of some theories of labour supply and empirical studies concerning the labour force behaviour of married women, some points can be raised in summary.

1. During the past decade a considerable amount of econometric work has been devoted to the explanation of labour supply by married women to the market. These studies have focussed their attention on the determinants of the labour force status of wives, exploring the effect not only of economic factors but also the effect of demographic, social and cultural factors in an attempt to explain variations of the labour force behavior of married women at a moment of time, and the rapidly rising amount of labour supplied by this group to the market.

2. Limitations on the availability of appropriate data have forced current econometric research to deal mostly with one dimension of labour supply (participation rate), virtually ignoring the other dimensions of market work. These studies, no doubt, have provided valuable insights into the labour supply process. If extended, however, to encompass more dimensions, like hours willing to work etc., these studies could, perhaps, alter the existing conclusions.

3. Empirical studies have tried to estimate the aggregate labour supply (total or of a specific group) by a single equation model which implies that all the independent variables are exogenous. This treatment overlooks the fact that responses of labour supply to changes in certain variables (especially wage rates) bring about feed-back effects which modify these variables and thereby cloud the interpretation of the results.<sup>61</sup>

The motivation in undertaking the present study stems from the following:

- (i) Lack of extensive Canadian empirical studies highlighting the great number of factors which might affect the labour force behaviour of wives.
- (ii) The results of investigations carried out in the United States suggest the possibility of further research in the field of married women participation rates.
- (iii) The availability of more detailed unpublished statistical data in order to examine the influence of many factors on the labour force status of married women.

---

<sup>60</sup> B.G. Spencer and D.C. Featherstone, *op. cit.*, p. 85.

<sup>61</sup> To the best of my knowledge, only Cain has attempted a simultaneous equation system. The results were not satisfactory, and "the experiment must be judged a failure", as Cain puts it. See Cain, *op. cit.*, p. 149.



## CHAPTER III

### THE MODEL, THE HYPOTHESES TO BE TESTED AND THE DATA

The purpose of this chapter is to develop a model for deriving the market labour supply function of married women, and to use this model to examine a number of hypotheses pertaining to the factors which affect the labour behaviour of married women. It also contains a brief discussion of the statistical data which will be used in the empirical testing of the model.

The model developed for deriving the market labour supply function of wives is based on the theory of consumer choice. The family<sup>1</sup> is considered as the appropriate decision making unit, which attempts to maximize its utility (a function of its income, the leisure of each member, and the housework performed by the wife) subject to its income and time constraints. For simplicity it is assumed that the family consists of two adult members, husband and wife.<sup>2</sup>

The family utility function is:<sup>3</sup>

$$U = U(L_H, L_W, HK, I) \quad (\text{III.1})$$

subject to its income and time constraint:

$$I = OY + (T - L_H) W_H + (T - L_W - HK) W_W + HK W_F \quad (\text{III.2})$$

where:  $L_H$  = husband's leisure time.

$L_W$  = wife's leisure time.

$HK$  = wife's housework time.

$I$  = total family income, including value of housework.

$OY$  = family income other than earnings.

$T$  = total available time per person in the supply period (e.g., a day).

$W_H$  = husband's wage rate per unit of time (e.g., per hour).

$W_W$  = wife's wage rate in market work, per unit of time.

$W_F$  = wife's wage (imputed) rate in housework, per unit of time.<sup>4</sup>

$(MW) = T - L_W - HK$  = wife's labour supply in the market.

$(MW)_H = (T - L_H)$  = husband's labour supply in the market.

<sup>1</sup> A family is defined as a number of individuals bound together by legal or extra-legal ties, who pool their resources and make joint decisions concerning expenditures and allocation of time of each individual member.

<sup>2</sup> The model can easily be generalized to a family of more than two members by including the leisure time of the additional members as an argument in the family's utility function and their market income as a component of the total income.

<sup>3</sup> The rationale for including  $HK$  as an argument in the family's utility function is that, apart from the utility derived from the wife's imputed wages for housekeeping, the family's utility is positively affected if the work is performed by the wife. For example, even though some of the work performed by the wife (i.e. child-care) could be performed by a hired housekeeper, members of the family would in general derive greater utility if the work were performed by the wife.

<sup>4</sup> The wife's wage rate for housework can be defined as the cost of obtaining the same services in the market.



The utility function,  $U$ , is assumed to possess the usual properties, and is maximized subject to the income and time constraint (III.2).<sup>5</sup> Equilibrium conditions can be derived by using a Lagrange multiplier,  $\lambda$ , and maximizing (III.3).<sup>6</sup>

$$L = U(L_H, L_W, HK, I) + \lambda [OY + (T-L_H) W_H + (T-L_W-HK) W_W + HKW_F - I] \quad (III.3)$$

The first order conditions are:

$$\begin{aligned} U_1 - \lambda W_H &= 0 \\ U_2 - \lambda W_W &= 0 \\ U_3 - \lambda (W_W - W_F) &= 0 \\ U_4 - \lambda &= 0 \end{aligned} \quad (III.4)$$

$$OY + (T-L_H) W_H + (T-L_W-HK) W_W + HKW_F = I$$

$$\text{where } U_1 = \frac{\partial U}{\partial L_H}, U_2 = \frac{\partial U}{\partial L_W}, \text{ etc.}$$

Changes in wages and income will alter the allocation of time of family members, but the new allocation of time based on the new wages and income will still satisfy equations (III.4).

The magnitude of the effect of income and wage changes on the allocation of time of family members can be determined by allowing all variables to vary simultaneously. This is accomplished by total differentiation of equations (III.4), and the results can be presented in matrix notation as follows:

$$\begin{bmatrix} U_{11} & U_{12} & U_{13} & U_{14} - W_H \\ U_{21} & U_{22} & U_{23} & U_{24} - W_W \\ U_{31} & U_{32} & U_{33} & U_{34} - (W_W - W_F) \\ U_{41} & U_{42} & U_{43} & U_{44} - 1 \\ -W_H & -W_W & -(W_W - W_F) & -1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dL_H \\ dL_W \\ dHK \\ dI \\ d\lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda dW_H \\ \lambda dW_W \\ \lambda d(W_W - W_F) \\ 0 \\ -dOY - (T-L_H)dW_H \\ -(T-L_W-HK)dW_W - HKdW_F \end{bmatrix} \quad (III.5)$$

$$\text{where: } U_{11} = \frac{\partial U_1}{\partial L_H}, U_{12} = \frac{\partial U_1}{\partial L_W}, \text{ etc.}$$

<sup>5</sup>  $U$  is assumed to be a function such that first and second order partial derivatives exist and that:

$$d^2U = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N U_{ij} dx_i dx_j < 0 \text{ subject to } dU = \sum_{i=1}^N U_i dx_i = 0$$

where  $x_i$  = arguments in the  $U$  function, and  $U_i$  and  $U_{ij}$  = first and second partial derivatives. See R.G.D. Allen, *Mathematical Economics*, MacMillan Co., Ltd., (2nd ed.), London, 1963, pp. 654-660, and J.R. Hicks, *Value and Capital*, Oxford, at the Clarendon Press, (2nd ed.), 1962, pp. 305-307.

<sup>6</sup> The same basic derivation has been used by: (a) M. Kosters, in his unpublished Ph.D. Dissertation, "Income and Substitution Parameters in a Family Labor Supply Model", University of Chicago, May, 1966, (b) M.S. Cohen, S.A. Rea Jr, and R.I. Lerman, in their publication, *A Micro-Model of Labor Supply*, B.L.S. Staff Paper 4, U.S. Department of Labor, 1970.

From the preceding system (III.5) the market labour supply function of husband and wife can be derived. The wife's market labour supply, (MW), function is derived by solving the system for  $dL_W$  and  $dHK$ , deriving  $d(MW)$ , since  $(MW) = T - (L_W + HK)$ , and integrating the equation for  $d(MW)$ .

Solution of the system (III.5) by Cramer's Rule for  $dL_W$  and  $dHK$ , yields:

$$dL_W = \frac{\lambda D_{12}}{D} dW_H + \left[ \frac{\lambda D_{22}}{D} + \frac{\lambda D_{32}}{D} \right] dW_W - \frac{\lambda D_{32}}{D} dW_F - [dOY + (T - L_H) dW_H + (T - L_W - HK) dW_W + HK dW_F] \frac{D_{52}}{D} \quad (III.6)$$

where  $D$  is the determinant of the matrix of equations (III.5) and  $D_{ij}$  the cofactor of the  $(i,j)$  element.<sup>7</sup>

$$dHK = \frac{\lambda D_{13}}{D} dW_H + \left[ \frac{\lambda D_{23}}{D} + \frac{\lambda D_{33}}{D} \right] dW_W - \frac{\lambda D_{33}}{D} dW_F - [dOY + (T - L_H) dW_H + (T - L_W - HK) dW_W + HK dW_F] \frac{D_{53}}{D} \quad (III.7)$$

The change in the wife's leisure time ( $L_W$ ) with respect to changes in income ( $OY$ ), other things being equal is:

$$\frac{\partial L_W}{\partial OY} = - \frac{D_{52}}{D} (\text{income effect}). \quad (III.8)$$

For the calculation of a pure substitution effect, a change in the wage rate ( $W_W$ ) is required to be accompanied by a change in income so that the family is neither better off nor worse off (i.e. remains on the same indifference curve), which means  $dU$  equal to zero.

Hence:

$$dU = U_1 dL_H + U_2 dL_W + U_3 dHK + U_4 dI = 0 \quad (III.9)$$

using equations (III.4) and substituting into (III.9) yields:

$$dU = \lambda W_H dL_H + \lambda W_W dL_W + \lambda (W_W - W_F) dHK + \lambda dI = 0$$

Hence:

$$W_H dL_H + W_W dL_W + (W_W - W_F) dHK + dI = 0 \quad (III.10)$$

---

<sup>7</sup> The sign is embodied in  $D_{ij}$  and it is equal to  $(-1)^{i+j}$  times the minor of the  $(i+j)$  element. The labour supplied to the market,  $(T - L_H)$  and  $(T - L_W - HK)$  by the husband and wife respectively, and the wife's homework ( $HK$ ), in equation (III.6) and subsequent equations, are equilibrium values determined in the maximization of  $U$ , given exogenously determined wage rates and income other than earnings.

Since  $\lambda \neq 0$  it can be seen from equation (III.10) that the right hand side of the last equation of (III.5) must be equal to zero for an income compensated wage change. Therefore:

$$\left( \frac{\partial LW}{\partial WW} \right)_{\bar{u}} = \frac{\lambda D_{22}}{D} + \frac{\lambda D_{32}}{D} \quad (III.11)$$

Similarly in making a compensating variation in income:

$$\left( \frac{\partial LW}{\partial WH} \right)_{\bar{u}} = \frac{\lambda D_{12}}{D} \text{ and } \left( \frac{\partial LW}{\partial WF} \right)_{\bar{u}} = - \frac{\lambda D_{32}}{D} \quad (III.12)$$

Equation (III.6) can be written:

$$\begin{aligned} dLW &= \left( \frac{\partial LW}{\partial WH} \right)_{\bar{u}} dWH + \left( \frac{\partial LW}{\partial WW} \right)_{\bar{u}} dWW + \left( \frac{\partial LW}{\partial WF} \right)_{\bar{u}} dWF \\ &+ [dOY + (T-L_H) dWH + (T-L_W-HK) dWW + HK dWF] \left( \frac{\partial LW}{\partial OY} \right) \\ &= \left[ \left( \frac{\partial LW}{\partial WH} \right)_{\bar{u}} + (T-L_H) \frac{\partial LW}{\partial OY} \right] dWH + \left[ \left( \frac{\partial LW}{\partial WW} \right)_{\bar{u}} + (T-L_W-HK) \frac{\partial LW}{\partial OY} \right] dWW \\ &+ \left[ \left( \frac{\partial LW}{\partial WF} \right)_{\bar{u}} + (HK) \frac{\partial LW}{\partial OY} \right] dWF + \left( \frac{\partial LW}{\partial OY} \right) dOY \end{aligned} \quad (III.13)$$

By the same reasoning:

$$\begin{aligned} dHK &= \left[ \left( \frac{\partial HK}{\partial WH} \right)_{\bar{u}} + (T-L_H) \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dWH + \left[ \left( \frac{\partial HK}{\partial WW} \right)_{\bar{u}} + (T-L_W-HK) \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dWW \\ &+ \left[ \left( \frac{\partial HK}{\partial WF} \right)_{\bar{u}} + (HK) \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dWF + \left( \frac{\partial HK}{\partial OY} \right) dOY \end{aligned} \quad (III.14)$$

Labour supplied by the wife in the market is:

$$(MW) = T - (L_W + HK),$$

Therefore:

$$d(MW) = -d(L_W + HK),$$

$$\frac{\partial(MW)}{\partial OY} = -\frac{\partial L_W}{\partial OY} - \frac{\partial HK}{\partial OY}$$

$$\left[ \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right]_{\bar{u}} = - \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} - \left( \frac{\partial HK}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}}$$

$$\left[ \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right]_{\bar{u}} = - \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} - \left( \frac{\partial HK}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}}$$

$$\left[ \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right]_{\bar{u}} = - \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} - \left( \frac{\partial HK}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} \quad (III.15)$$

Equations (III.13), (III.14) and (III.15) yield the equation:

$$\begin{aligned} d(MW) = & \left[ - \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} + \left( \frac{\partial HK}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} \right] - (T \cdot LH) \left[ \frac{\partial L_W}{\partial OY} + \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] \right] dW_H + \left[ - \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} \right. \right. \\ & \left. \left. + \left( \frac{\partial HK}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} \right] - (T \cdot L_W - HK) \left[ \frac{\partial L_W}{\partial OY} + \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] \right] dW_W \\ & + \left[ - \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} + \left( \frac{\partial HK}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} \right] - HK \left[ \frac{\partial L_W}{\partial OY} + \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] \right] dW_F + \left[ - \frac{\partial L_W}{\partial OY} - \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dOY \end{aligned}$$

or

$$\begin{aligned} d(MW) = & \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} + (T \cdot LH) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] dW_H + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} \right. \\ & \left. + (T \cdot L_W - HK) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] dW_W + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} + HK \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] dW_F \\ & + \left( \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right) dOY \end{aligned} \quad (III.16)$$

Integration of equation (III.16) yields the market labour supply function of wife:

$$(MW) = \alpha + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W)_H \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_H + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_W + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} + (\hat{H}K) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_F + \left( \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right) OY \quad (III.17)$$

where the circumflex denotes (previous) equilibrium values.

The coefficient of the husband's wage rate in equation (III.17) is comprised of an income effect  $(\hat{M}W)_H \frac{\partial(MW)}{\partial OY}$  and a cross substitution effect  $\left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}}$  which is the effect of a change in  $(W_H)$  on  $(MW)$  other things being equal. If the cross substitution effect is assumed to be zero equation (III.17) can be written as follows:<sup>8,9</sup>

$$(MW) = \alpha + \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \left[ (\hat{M}W)_H W_H + OY \right] + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_W + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} + (\hat{H}K) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_F \quad (III.18)$$

Equation (III.18) expresses the quantity of market labour supplied by the wife as a function of family income, excluding her own earnings (I-W), and the wife's wage rate in market work ( $W_W$ ) and housework ( $W_F$ ). Therefore, the market labour supply function corresponding to III.18 can be written as:

$$(MW) = f(I-W, W_W, W_F) \quad (III.20)$$

However, the preceding labour supply function has been derived under the implicit assumption of *ceteris paribus*, which implies, in particular, that tastes and preferences are the same among individuals. This is not true in the real world and it would be unsatisfactory simply to ignore the issue. Many other variables which

<sup>8</sup> This assumption is made for facilitating the empirical analysis because data on  $(OY)$  are often not available and when they can be obtained they are not accurate.

<sup>9</sup> From equation (III.17) the effect of a change in market wage rate of the wife, other things being equal, on her market labour supply can be derived:

$$\frac{\partial(MW)}{\partial W_W} = \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \quad (III.19)$$

The second term of the right hand side is the income effect, which depends on the equilibrium value  $(\hat{M}W)$ , and the first term is the pure substitution effect.



create individual differences must be controlled before determining the effect of the variables of equation (III.20) on the labour supply of married women.

For this purpose a "basket variable" (0) is introduced into equation (III.20) which stands for all those empirical variables which can be expected to affect tastes and preferences and which are discussed later in this chapter. Thus, equation (III.20) becomes:

$$(MW) = f(I-W, W_W, W_F, 0) \quad (III.21)$$

Data limitations and the fact that many variables which could be hypothesized to affect tastes and preferences are unobservable, forced me to use a limited number of control variables in the empirical analysis. No doubt these variables inadequately control over tastes and preferences and leave a great deal to be desired. The omitted variables are included in the error term (E) along with random factors.<sup>10</sup>

The market labour supply function for married women, after introducing the error term, can be written as:

$$(MW) = f(I-W, W_W, W_F, 0, E) \quad (III.22)$$

This is the basic model used for the empirical analysis of the current study.<sup>11</sup> It was assumed that all relationships between (MW) and explanatory variables were linear and additive,<sup>12</sup> and multiple regression (ordinary least squares) techniques were employed in investigating the influence of several variables on the wife's decision whether or not to participate in the labour force.

The cross-sectional micro-data used to estimate the preceding model were obtained from a household survey conducted in April 1968 by the Dominion Bureau of Statistics (now Statistics Canada) on the incomes of Canadians in 1967. This survey is referred to as the Survey of Consumer Finances 1968 (SCF68), and is a sample survey based on the same complex survey design as the Labour Force

---

<sup>10</sup> We assume (or hope) that the net effects of the omitted variables are random and can therefore be included in the error term.

<sup>11</sup> A limitation of this model is that all the independent variables are treated as exogenous: the same limitation exists in the models of all previous studies mentioned in Chapter II. A simultaneous equation model, which might be an appropriate one for investigating labour force participation rates, was not attempted because of several limitations of the data: (a) only cross-sectional data were available, (b) the number of available explanatory variables used in the current study was limited and this would create identification problems in a simultaneous equation system with more than two equations, and (c) data on key variables, such as wage rates, were not available.

<sup>12</sup> Instead of introducing interaction terms into the model, separate regressions have been run by the wife's age, level of income, region, and residence.

Survey.<sup>13</sup> Information on incomes and labour force status for all persons 14 years of age and over was collected in the SCF68.<sup>14</sup>

This information was fully integrated with the data collected in the Labour Force Survey in April, 1968, since the same people who were surveyed in the SCF68 were in the Labour Force Survey sample in that month. Thus, the SCF68 became a good source of information for analysis, since the data available in the Person-Family File provide information on each family plus detailed data on each family member 14 years of age and over, concerning his (her) labour force status at the time of survey and in 1967, income, personal characteristics, etc.

The original sample selected for the SCF68, 31,887 households, was the largest ever for such a survey in Canada. Of the 31,887 households in the sample 3,002 were vacant, and the remaining 28,885 occupied households contained 31,045 family units. Of these family units, 22,641 (1,002 farm and 21,639 non-farm family units) provided "satisfactory returns",<sup>15</sup> constituting a response rate of 72.9%.<sup>16</sup>

For the purpose of this study, the sample was further restricted to include only complete non-farm families<sup>17</sup> with husband and wife present, and to exclude members of the armed forces. Thus the final sample used for the empirical analysis contained 15,557 "economic families".<sup>18</sup>

---

<sup>13</sup> For a detailed description of technical and statistical methodology used in the Labour Force Survey see: Dominion Bureau of Statistics, Catalogue 71-504, *Methodology, Canadian Labour Force Survey*, Queen's Printer, Ottawa, January, 1966.

<sup>14</sup> The section concerning the micro-data is drawn from the publication of the Dominion Bureau of Statistics, Catalogue 13-534, *Income Distributions by Size in Canada 1967*, Queen's Printer, Ottawa, 1970.

<sup>15</sup> Returns which, in addition to personal and household data, provided complete income information are defined as "satisfactory returns".

<sup>16</sup> These figures refer to "economic family" which is defined as "a group of two or more persons living together and related to each other by blood, marriage or adoption", whereas the "census family" is defined as "a husband and wife (with or without children who have never married) or a parent with one or more children never married, living together in the same dwelling".

<sup>17</sup> A family in which one or more of its members receives at least half of his income from farming operations is defined as a farm family. Therefore farm employees working for wages are not defined as farmers.

<sup>18</sup> The "economic family" is taken as the "family unit" in the current study because, according to its definition, it is closer to the "spending unit" than the "census family". In any event, transforming economic family data to a census family basis involves no change in the great majority of cases. Particularly in our restricted sample, most of the households contain only one family under either definition. An estimate of the number of "census families" and "economic families" in Canada in 1968 shows that their ratio (census families/economic families) is 1.008, which indicates that the number of family units defined either way differs only marginally. See Dominion Bureau of Statistics, Catalogue 13-538, *Family Incomes (Census Families) 1967*, Information Canada, 1972, p. 9.

In testing the model with the preceding cross-sectional disaggregated data, the dependent variable was a dichotomous variable arbitrarily assigned the value of one if the wife was in the labour force at some time during 1967, and the value of zero if she was not in the labour force in 1967. The use of a dichotomous variable as the dependent variable is justified by the fact that in the family's decision concerning the wife's allocation of time, the basic choice is work in the market or no work in the market.<sup>19</sup> A model with a dichotomous dependent variable is a linear probability model and some estimation problems are created. These problems are briefly discussed in Appendix C.

On the next several pages, the independent variables included in the model and their expected influence, on *a priori* grounds, on the market labour supply of married women are discussed.

The wife's market labour supply function (equation III.18) has been derived from a family utility function<sup>20</sup> by making an assumption that the cross substitution effect of husband's wage rate changes on wife's market labour supplied is zero. This assumption implies that husband's leisure and wife's leisure and housework are independent,<sup>21</sup> so that the coefficient of the variable (I-W), total family income<sup>22</sup> excluding wife's earnings, carries only an income effect. This effect, as economic theory suggests and cross-sectional empirical studies support (see Chapter II) is expected to be negative, since the "wife's freedom" from the market is assumed to be a normal good.

While the theoretical expectation of the direction of the effect of this variable on the market labour supply of married women is clear, a question of considerable importance arises in cross-sectional empirical studies with disaggregated data: is the observed relation between reported family income, excluding wife's earnings, and the labour force status of married women a response to the "permanent income"<sup>23</sup> or to deviation of the reported income from "permanent income" or to both of these? Mincer<sup>24</sup> takes the position that the observed

---

<sup>19</sup> As a second step another dimension of labour supply, the extent of participation, could be investigated by constructing a variable measuring the hours that the wife wanted to be in the labour force during 1967. Unfortunately, data for constructing such a variable were not available.

<sup>20</sup> On the existence of such a utility function see: P.A. Samuelson, "Social Indifference Curves", *Quarterly Journal of Economics*, February, 1956.

<sup>21</sup> See J.M. Henderson and R.E. Quandt, *Micoeconomic Theory*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1958, p. 29.

<sup>22</sup> In a generalized model which includes families with more than two potential wage earners (see footnote 2 page 31), this variable includes the market earnings of all family members, excluding wife's earnings, and income from other sources. In this case, the assumption of zero cross substitution effects implies that the leisure of each family member is independent of the leisure of the other family members and the leisure and the housework of the wife.

<sup>23</sup> For the definition of "permanent income" see M. Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton for NBER, 1957.

<sup>24</sup> J. Mincer, *op. cit.*, pp. 73-74.

relation is the outcome of two effects: “the responsiveness of labor force behaviour ‘of married women’ (1) to husband’s long-run income position and (2) to current deviations of that income from its normal level”.<sup>25</sup>

The individual worker, according to the traditional theory, allocates his time between leisure and market work so as to maximize his utility.<sup>26</sup> This theory suggests that a permanent rise in the market wage rate produces both a negative income effect and a positive substitution effect on the labour supplied in the market, on the assumption that leisure is a normal good. Which effect will be stronger cannot be determined by a priori analysis, but the prevalent notion today, empirically supported, is that the negative income effect is the dominant one.

However, because of the three-way choice of married women in allocating their time and the important role of household responsibilities, in addition to the market wage rate<sup>27</sup> (market potential earnings) another economic variable — the housework wage rate (non-market potential earnings) — appears to be important in determining the market labour supply of married women.

A rise in either wage rate produces a negative income effect<sup>28</sup> on the total work supplied by married women (market work and housework) and is, also, accompanied by a substitution effect. But, while the substitution effect of a rise in the housework wage rate is operating in the same direction as the negative income effect on the market labour supply of married women, the substitution effect of a change in the market wage rate is pulling in the opposite direction from the income effect. The net effect of a market wage change on the market labour supply of married women cannot be determined a priori. However, because of the three-way choice of married women in allocating their time, a reallocation of work between the two sectors (market-home) might take place as a result of an increase in the market wage rate which altered the relative prices of wage goods and home production goods. Therefore, this substitution effect could be expected to be large enough to outweigh the negative income effect. Of course, the magnitude of this substitution effect at a moment of time depends on the substitutability between goods and services in the two sectors and on “transitory” variations in other variables (see Chapter II, pp. 18-20). On the basis of the preceding discussion, it could be hypothesized that an increase in the market wage rate would have a positive effect on the market labour supply of married women,

---

<sup>25</sup> In the current study we include in the regressions the variable “husband’s weeks unemployed in 1967” in order to control, to some minor extent at least, deviation from the normal level of income.

<sup>26</sup> For an illustration of this theory by an indifference curve analysis, see T. Scitovsky, *Welfare and Competition*, Richard D. Irwin, Inc., Chicago, 1951, pp. 83-92.

<sup>27</sup> The relevant economic variables should be measured net of income taxes, and estimates of the expected market wage rate should take into consideration the probability of finding a job and all the associated expenses of searching for a job.

<sup>28</sup> It is assumed that leisure is a normal good, and that market and home productivities of women are unrelated.



whereas an increase in the housework wage rate would decrease married women's market work. However, a direct empirical test of these hypotheses is impossible, because it is difficult, or probably impossible, to obtain from the available data an accurate estimate of the market potential earnings of each individual wife, in particular, for those married women not already working. Moreover, the housework wage rate is unobservable. Consequently, we are forced to resort to proxy variables.

From the available data, the most appropriate proxy for the potential market earnings of married women is their formal educational achievement. It is hypothesized that the higher the educational achievement of a wife, the higher her market potential earnings, therefore the higher the probability she would be in the labour force. It is recognized that education is not the ideal proxy for capturing a pure market wage effect for several reasons. Individuals with the same formal level of education may have a wide range of market potential earnings depending on the quality and type of education, their previous work experience, and other personal characteristics. Moreover, formal education may affect (and have been affected by) tastes for market work.

The size and composition of the family, and whether the family lives in a rented home or in a home it owns, are important family characteristics in determining the family's demand for housework. Three independent variables are introduced into the model to take care of variations in the demand for housework, and consequently of variations in the unobservable housework wage of the wife.

The presence of young children, in particular, children of pre-school age, increases the housework to be done and the value of the mother's presence in the home. It is hypothesized that the presence of children, particularly young children, in the family is negatively associated with the probability of the wife's seeking employment in the market.

The presence of adults other than the husband and wife in the family may exert a positive or a negative influence on the wife's labour force participation. On the one hand, the presence of other adults might reduce the burden of the wife's housework and the need of her presence in the home by providing child-care and taking over part of the housework. This would enable the wife to seek employment in the market. On the other hand, the presence of other adults who might be dependent and requiring attention would increase both the housework and the need of the wife's presence in the home. This would lower the wife's probability of engaging in market work. Whether the net outcome is a positive or negative effect is an empirical question. However, since it is felt that in most cases the extra adults are "healthy" retired parents of either the husband or wife, it is assumed that the positive effect dominates.

The third variable introduced to take care of variations in demand for housework is the tenure status – renting or home ownership – of the family. If the family owns the home in which it lives, home responsibilities will usually be increased; consequently, the probability that the wife will engage in market work would decrease. Moreover, all three variables representing the presence of children, other adults in the family, and home ownership of the family offer some control over tastes for housework.

The husband's labour force status is expected to influence the labour force behaviour of married women since the husband's wages and salary is usually the major source of the family's income. Two variables related to the husband's labour force status – "husband's weeks unemployed in 1967" and "husband did not work in 1967"<sup>29</sup> – are introduced into the model in order to take care, to some extent, of "transitory" and of "more permanent" deviations from the normal level of the family's income. On a priori grounds, the first variable is expected to have a positive effect on the wife's labour force participation, since entrance to the labour force would be a way to restore the family's economic position, and at the same time the husband would be able to help out with the housework.<sup>30</sup> At first glance, the wife's labour force behaviour response to the second variable – husband did not work in 1967 – would seem to be the same as her response to her husband's unemployment. However, the variable – husband did not work in 1967 – indicates a more permanent situation with regard to the husband's labour force status and the wife's response will depend on the cause which keeps the husband out of the labour force. The effect of this variable on the wife's market work may be positive (e.g., husband attending school) or negative (e.g., retired husband with accumulated assets, prematurely retired husbands because of poor health requiring attention at home). Therefore, the overall net effect on the wife's labour force participation is an empirical question.

The family's socio-economic status should be expected to influence the wife's labour force behaviour by affecting, apart from the family's income, the family's social values and the family's attitudes towards the wife's market employment. The occupation of husband is used as an independent variable in our model in the hope it will capture the independent effect of family's social values and attitudes to the wife's market labour supply. This variable has been selected because the husband's occupation is often used to classify the family's socio-economic status. It is hypothesized that the higher the husband's occupa-

---

<sup>29</sup> According to information provided by the Consumer Finance Research Staff, Statistics Canada, this category of labour force status is equivalent to "husband not in the labour force".

<sup>30</sup> The theoretical model does not include a term in the utility function for housework performed by the husband because of the arguments in footnote 2 on page 13. However, for some small proportion of families and under special circumstances, husband's housework may be important.

tional level (i.e., professional, managerial), the more liberal the family's attitudes to the wife's market employment; therefore, the higher the wife's propensity to participate in the labour force.

The wife's age is associated with a number of family events and characteristics, and individual characteristics of the wife such as: family cycle, family income, education, work experience, etc. These events and characteristics are important to the wife's labour force participation decisions, so that the observed relationship between wife's age and her labour force participation most probably and to a large extent stems from the association between wife's age and these other factors. However, even if all these factors are controlled, age can be postulated as an independent variable affecting the wife's market labour supply because it can stand for unquantifiable factors such as: (a) individual's health, (b) geographical and job-mobility, and (c) tastes for market work and housework. Increasing age, most likely, is associated with both declining health and mobility, and older women are expected to be more conservative regarding market work. Therefore, age, per se, should be expected to negatively affect the labour force participation of married women.

The wife's immigration status (immigrant or Canadian-born) is associated with personal, demographic and family characteristics which can be expected to influence her labour force participation decisions. However, even if all these factors are controlled, the immigrant wife may still demonstrate, at least for some years after her immigration, a different pattern of labour force behaviour than her Canadian-born counterpart. The following reasons might account for this:

- (a) Immigration is often motivated by the desire to improve the family's financial position. This can be done by the wife's entrance into the labour force, since the husband,<sup>31</sup> in particular if he comes from a non-English speaking country,<sup>32</sup> will likely be engaged in low paying jobs, at least for some time after his immigration. The propensity of the immigrant wife to participate in the labour force might be reinforced by the "dream" of accumulating money in order to return to their own country, a "dream" which in the vast majority of cases never materializes.
- (b) Immigration to a new and unknown country might be accompanied by a feeling of insecurity, in particular for the first few years of immigration. This

---

<sup>31</sup> From those who responded to the question of immigration status in the sample it was found that about 95% of immigrant women are married to immigrant men.

<sup>32</sup> The majority of the post-war immigrants (1946-66) come from non-English speaking countries. See Dominion Bureau of Statistics, Special Labour Force Studies, No. 6, *Labour Force Characteristics of Post-War Immigrants, 1956-67*, by N.H.W. Davis, and M.L. Gupta, Queen's Printer, Ottawa, 1968, pp. 36-37.

could lead to increased labour force participation of the wife in an attempt to increase the family's financial security.

- (c) On the other hand, because of the different socio-cultural background, intrinsically, the immigrant wife may be less motivated to market work than her Canadian counterpart. However, under the influence of the new socio-cultural environment, the immigration motive, the opportunities of the Canadian labour market which offers more light and part-time jobs (in particular for those who come from developing countries), the old traditions may break down relatively fast. Thus the immigrant wife's socio-cultural background may not be a barrier to her labour force participation for any extended period of time.

Taking into account all these considerations, it should be expected that the positive effect of the immigration motive and feelings of insecurity on the immigrant wife's labour force participation will dominate the negative influence of the socio-cultural effect even during the early period after her arrival. Thus, the hypothesis advanced for testing is that the immigrant wife will demonstrate a higher propensity to participate in the labour force than her Canadian-born counterpart, until she is integrated into the Canadian social and cultural stream.

Finally, area variables are introduced into the wife's market labour supply function. These variables are neither "determinants" of the market labour supply nor proxies for specific variables. They stand as proxies for interregional and interarea (metropolitan, non-metropolitan, urban-rural, etc.) differences which stem from a number of variables (unquantifiable or for which data are not available) such as: wife's potential earnings, composition of industry, local labour market conditions, tastes for market work, socio-cultural background, etc. Since it is not possible to control for these variables, instead of ignoring them completely area variables are introduced in order to improve the model's specification.

The basic model (equation III.22) has been derived from the microtheory of consumer choice. The same model is applied to another set of data, some published but mostly unpublished, from the 1961 Census of Canada.<sup>33</sup> However, the actual numerical specification of the market labour supply function of married women in this case is based on cross-sectional **aggregative** data which are averages within 174 cities, towns, villages and municipal subdivisions with a population of 10,000 and over.

---

<sup>33</sup> All the statistics related to family in the 1961 Census are based on the "Census family" definition.



The use of aggregative data introduces the well-known problem of “linear aggregation of economic relations.”<sup>34</sup> This problem may be serious when microrelationships (individual relationships) are deduced from macrorelationships (relationships among averages of cities in our case), because of the existing aggregation bias of the macrocoefficients.<sup>35</sup> It is obvious that when macrorelationships are interpreted as such, the aggregation problem is ignored.

In the following paragraphs the macrovariables used in testing the model are discussed, along with some advantages of the aggregation. The expected influence of these variables on the market labour supply of married women is expected to be the same as the corresponding microvariables, and their influence is not discussed unless there are some peculiarities associated with the macrovariables.

The dependent variable in this set of data is the labour force participation rate (in per cent) of married women, husband present, during the census week in 1961.

An advantage of the cross-sectional aggregative data is that they provide information on the average earnings of female wage earners. This variable is used as a “better” proxy for the potential market earnings of married women in estimating our basic model (equation III.22).

The family’s income excluding wife’s earnings is represented by the average earnings of husband<sup>36</sup> which is usually the major component of the family’s income. This variable being aggregative (area average), has the advantage of being free of “transitory” deviations and errors of individual incomes, thus coming closer to the normal income concept. However, this variable, average earnings of husband, is subject to deviations itself depending on the deviations from the normal level of economic activity of the area. The response of the labour force to

---

<sup>34</sup> The problem has appeared in the sociological literature under the name “ecological correlation”. See, W.S. Robinson, “Ecological Correlation and the Behaviour of Individuals”, *American Sociological Review*, 1950, pp. 351-357.

In Econometrics this problem is referred to as “linear aggregation problem”. For an extensive discussion of the problem, see H. Theil, *Linear Aggregation of Economic Relations*, North Holland Publishing Co., Amsterdam, 1954, and H.A.J. Green, *Aggregation in Economic Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1964.

<sup>35</sup> For a brief and concise summary of the aggregation problems and aggregation bias, see H. Theil, *Principles of Econometrics*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1971, pp. 556-573.

<sup>36</sup> Note that both variables, average earnings of females and average earnings of husband refer to the 12 months preceding the census week. They are used as proxies for the average earnings of the census year.

these "transitory" deviations from the normal level of economic activity, which represent changes in demand for labour, introduced the controversy over the "additional worker" hypothesis and the "discouraged worker" hypothesis. According to the former hypothesis, abnormally low economic activity in the area, which indicates that many bread-winners have lost their jobs, would attract secondary workers, in particular married women, into the labour force in an attempt to stabilize the income flow of the family. On the other hand, the latter hypothesis claims that when demand for labour falls, secondary workers would be discouraged from entering the labour force and some workers would leave the labour force. Consequently the labour force participation rate would decline. Now, it is believed that both forces operate at the same time, with no clear consensus as to which effect dominates and to how the two effects interrelate. The male unemployment rate, which is believed to be a good barometer of the level of economic activity, is used as a variable which is expected to capture the net effect of these two forces operating in opposite directions.

The aggregative data provide information which enables us to investigate: (a) the effect of the relative abundance in the area of job opportunities for females, and (b) the sociocultural factor and its effect on the labour force participation rate of married women.

The variable used as a measure indicating the area differential in providing employment opportunities for females is female occupation mix, defined as the percentage of the total labour force who are in white collar occupations such as managerial, professional and technical, clerical, and sales. It is obvious that this variable is expected to be positively related to the labour force participation rate of married women since these occupations provide more attractive opportunities, lighter work, and higher demand for females than other occupations demanding mostly male labour (primary occupations, and blue collar occupations).

In a bilingual and multicultural country like Canada, the differences in socio-cultural background between different population groups should be expected to affect the labour force behaviour of married women, since these differences influence the general attitude of the community and the attitude of married women towards market employment and the role of wife and mother. The percentage of Roman Catholic wives in total husband-wife families is used as an independent variable in order to capture the socio-cultural effect on the labour force participation rate of this population group, which is most prominent in the case of the French Canadian population.<sup>37</sup> The hypothesis advanced to be tested

---

<sup>37</sup> Data limitations forced us to investigate the sociocultural effect of only one population group. This does not mean that all the other population groups are considered as having the same socio-cultural background, but that they are different from the one under consideration.

is that this variable will negatively affect the market labour supplied by married women of this population group. French Canadian married women seem to place a different value on working outside the home because of their background, education (until recently classical education was dominant), religion, tradition, etc.<sup>38</sup>

Other aggregative variables used in estimating the model using cross-sectional aggregative data are variables representing: presence of young children in the family, educational achievement of the wife, presence of other adults (in addition to the husband and wife) in the family, and the regional location of the city.

Recapitulating, in this chapter a model based on the theory of consumer choice was developed, from which model the market labour supply function of married women was derived. The theoretical framework for analysing the labour force participation of married women and the hypotheses to be tested were presented, and the statistical data used for the empirical work were discussed. The empirical findings are discussed in the next two chapters.

---

<sup>38</sup> See: (a) N.W. Taylor, "French Canadians as Industrial Entrepreneurs", *Journal of Political Economy*, February, 1960, (b) G. Rocher, "Pattern and Status of French Canadian Women", *International Social Science*, Vol. XIV, No. 1, 1962 and (c) F. Elkin, *The Family in Canada*, Canadian Conference on the Family, Ottawa, April, 1964.





## CHAPTER IV

### ESTIMATION OF THE LABOUR SUPPLY MODEL USING MICRO-DATA FROM THE SCF68

This chapter discusses the empirical results obtained by using regression techniques and fitting the linear probability model<sup>1</sup> developed in the preceding chapter to the 15,557 cross-sectional observations on "economic families" from the SCF68.

The analysis here is concerned with the study and investigation of whether and how the wife's decision to participate or not to participate in the labour force at some time during 1967 is related to a number of variables such as: other adults in the family, ownership of the home, husband's weeks unemployed in 1967, whether the husband worked in 1967, family income, husband's occupation, place of residence, age of wife, presence of young children in the family, education of wife, and immigration status of wife. All the variables, with the exception of those that pertain to the number of other adults in the family and the number of husband's weeks unemployed in 1967, were represented by dummy variables — variables taking the value of one if particular characteristics are present and the value of zero if they are not. For example, the variable REG1 takes the value one if the family's residence is in the Atlantic Provinces, the value zero otherwise.<sup>2</sup>

Thus, the regression analysis involves sets of dummy variables representing the factors previously mentioned. The five regions of Canada, for example, are represented by five dummy variables. Another set of eight dummy variables represented the husband's occupation, and so on. However, representation of factors by sets of dummy variables introduces an estimation difficulty due to the fact that each set of dummy variables sums up to a unit column vector. This would not permit estimation of the regression equation parameters, since there is a constant term in the specification of the regression equations which would cause singularity in the moments matrix. It is obvious that estimation of the regression equations requires the imposition of additional constraints. We have adopted the constraining technique, which is common practice, of omitting one dummy

---

<sup>1</sup> The reader is reminded that the dependent variable is a dichotomous variable assigned the value of one if the wife was in the labour force at sometime during 1967, and the value of zero if she was not in the labour force in 1967.

<sup>2</sup> Use of dummy variables is a useful device in a multiple regression framework because: (a) they permit the introduction into the regression analysis of qualitative characteristics which are not measured on a numerical scale, e.g., sex, occupation, etc., (b) they may reduce the effect of existing errors in the independent variables, and (c) they take account, to some extent, of nonlinear effects of continuous variables. In addition, dummy variables can be used to include interaction terms in the regression analysis. Interactions were handled in our analysis by rerunning the regression for subgroups, such as: age of wife, residence, and level of family income.

variable from each set in the specification of the regression equations.<sup>3</sup> The category represented by the omitted variable in a particular set is considered as the reference category for the interpretation of the coefficients of the remaining variables in the same set. The estimated coefficient of any other variable in the set must be interpreted as an estimate of the difference between the original coefficient of that variable and the original coefficient of the omitted variable.<sup>4</sup> It follows that use of the t-test for testing whether the estimated coefficients of individual variables (from a set of dummy variables) are significantly different from zero is in effect testing the significance of the difference between the original coefficient of that variable and the omitted one. Moreover, it is often more important to test the statistical significance of the coefficients of the whole set of dummy variables representing one factor rather than individual coefficients within the set. This can be determined by using the available standard F-test.

In Appendix A, the estimated regression equations are presented in Tables A.1 to A.9 along with the definitions and symbols of the relevant variables. Each table displays the results of two regression equations, and for each regression the estimated coefficients and their t-values (ratio of the estimated regression coefficient to its estimated standard error) are given along with the value of the F-test (at the bottom of the column) for each set of dummy variables. In addition, for each regression equation the following information is provided: mean of the dependent variable, number of observations (N), the value of the overall F-statistic (F), the coefficient of multiple determination ( $R^2$ ) and the same coefficient corrected for the degrees of freedom ( $\bar{R}^2$ ), and the standard deviation of residuals (SEE).

We now turn to discuss the empirical findings in conjunction with the postulated hypotheses and compare them with previous studies in Canada and the United States. The first estimated regression shown in Table A.1 contains the regression results from the overall sample of 15,557 married women, husband

---

<sup>3</sup> There are other types of constraints which can be used in order to avoid the problem of singularity in the moments matrix: (a) the constant term can be omitted from the specification of the regression equations, when only one set of dummy variables is involved, (b) the weighted sum of the coefficients of each set of dummy variables is constrained to zero, in which case the constant term is equal to the mean value of the dependent variable, and the estimated coefficients are differences from this mean value. All constraining techniques yield identical results (calculated values of the dependent variable). See: (a) A.S. Goldberger, *Econometric Theory*, John Wiley and Sons Inc., New York, 1964, pp. 218-227. (b) E. Melichar, "Least-Squares Analysis of Economic Survey Data", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1965, pp. 373-385.

<sup>4</sup> For example, if a factor is represented, in a specified regression equation with constant terms, by three dummy variables,  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$  with original coefficients  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ , respectively, the adopted constraining technique requires omission of one variable, let us say  $X_1$ . The estimated coefficients of  $X_2$  and  $X_3$ , let us say  $\hat{C}_2$  and  $\hat{C}_3$ , represent estimates of  $(\beta_2 - \beta_1)$  and  $(\beta_3 - \beta_1)$  respectively.

present, of all ages.<sup>5</sup> These results are discussed in some detail before discussing the results of those regressions which controlled for: (a) wife's age, (b) place of residence (region, and metropolitan - non-metropolitan), (c) level of family's income (excluding wife's earnings). The mean of the dependent variable is .365, indicating that 36.5% of married women were in the labour force sometime during 1967.<sup>6</sup> The value of the overall F-statistic is 86.41 which shows that there is a highly significant association between the dependent and the independent variables.<sup>7</sup> The coefficient of multiple determination ( $R^2$ ) is only .2004, or .1981 after correction for degrees of freedom ( $\bar{R}^2$ ).<sup>8</sup> This indicates that the overall explanatory power of the regression equation is not great. However, this should not be a cause for alarm, a low  $R^2$  is a typical and expected feature of cross-section regression analysis involving individual families as observations, because of the great relative importance of neglected factors (e.g., tastes for market-work), which create a very large random element.

The variable OWH, representing the tenure status of the family (home ownership against any other status), carries a statistically significant negative coefficient.<sup>9</sup> The sign of the coefficient is in conformity with the postulated hypothesis and its magnitude of - 0.035 must be interpreted to mean that the wife in a family which owns its home is about 3.5% less likely to be in the labour force than a wife of a family which does not own its home.<sup>10</sup>

Thus, the empirical findings support the hypothesis that home ownership increases the demand for housework and consequently reduces the probability that the wife will be in the labour force. However, the magnitude of the coefficient of this variable might have been affected (in the same direction) by the relatively stronger tastes for housework of married women who live in owned

---

<sup>5</sup> All the estimated regression equations presented in Tables A.1 to A.9, except the last equation of Table A.9, are unweighted regressions. For a brief discussion concerning weighted regression see Appendix C.

<sup>6</sup> It is obvious that this participation rate should be higher than the participation rate at a moment-in-time. The average participation rate, for example, in April 1968 was 27.7 (the time of the SCF68).

<sup>7</sup> The value of the overall F-statistic in all regressions presented in Tables A.1 to A.9 shows that there is a significant (at the 1% level) association between dependent and independent variables.

<sup>8</sup> Evaluation of the numerical value of this coefficient is possible only by comparison with the numerical value of the same coefficients obtained for similar studies. The  $R^2$  in this study is higher, or at least not lower, than similar studies in the United States and Canada. For example, see G.G. Cain, *op.cit.*, and B.G. Spencer and D.C. Featherstone, *op. cit.*

<sup>9</sup> The test of significance is based on the t-value which is given in the brackets under the estimated individual coefficients. A t-value is the ratio of the estimated coefficient to its estimated standard error. All the significance tests in this study are conducted at the 5% level of significance, unless otherwise stated. All the t-tests conducted are two-tail tests.

<sup>10</sup> In discussing the effect of a variable on the wife's labour force participation we always assume "other things equal".

homes,<sup>11</sup> and the family's accumulated assets for which the variable OWH served as a proxy.

In contrast, in the United States both Cain<sup>12</sup> and Bowen and Finegan<sup>13</sup> used a dummy variable in their studies indicating whether or not the family owned its home, but they found no significant relationship between it and the wife's labour force participation.<sup>14</sup>

The coefficient of the variable AD, other adults in the family, is strongly significantly different from zero and bears a positive sign indicating that the net impact of the presence of other adults in the family is to increase the probability that the wife will be in the labour force.<sup>15</sup>

Spencer and Featherstone<sup>16</sup> in their study using Canadian data based on the "economic family" definition, and a dummy variable representing the presence of an adult other than the husband and wife in the family found that the positive effect dominates the relation between the presence of such a person in the family and wife's labour force participation. Studies using United States data found no evidence supporting any significant relation between the presence of other adults and wife's labour force status.<sup>17</sup>

---

<sup>11</sup> For example, Bowen and Finegan argue that "wives who have a strong taste for staying home, working in the garden, and so on, might be expected to encourage their husbands to live in a house rather than an apartment." See Bowen and Finegan, *op. cit.*, p. 107.

<sup>12</sup> Cain, *op. cit.*, p. 95.

<sup>13</sup> Bowen and Finegan, *op. cit.*, p. 107.

<sup>14</sup> To the best of my knowledge, a variable indicating the tenure status — renting or home ownership — of the family has not been used in previous Canadian studies.

<sup>15</sup> It is worth mentioning that we have run the same regressions (for the overall sample, and by the wife's age, level of income, and place of residence) using the same set of data and the "census family" definition, which yielded 16,014 observations. In general, the estimated regressions (results are not shown) were only marginally different than those presented in Tables A.1 to A.9.

One might have expected the variable AD to behave differently in the regression based on the "census family" definition data because it includes only adult children never married and living with their parents, whereas in the case of "economic family" definition the variable includes all adult persons related by blood, marriage or adoption to husband-wife families in our sample (for the two family definitions see Chapter III, page 38, footnote 16). The regression results differ only slightly in the magnitude of the coefficient (with "census family" data the estimated coefficient was 0.044 whereas with "economic family" data 0.055). This reinforces the evidence that the presence of any "other adult" in the family increases the probability that the wife will be in the labour force.

<sup>16</sup> Spencer and Featherstone, *op. cit.*, see pp. 46, 55, 64, and 84.

<sup>17</sup> See: (a) R.N. Rosett, "Working Wives: An Econometric Study", in *Studies in Household Economic Behavior*, ed. T.F. Dernberg *et al.*, Yale University Press, New Haven, 1958, pp. 51-100. (b) Cain *op. cit.*, p. 95. He tried two variables, (i) parents living in (housework substitutes), expecting a positive effect, and (ii) other adults living in (market work substitutes) expecting a negative effect. Both variables were insignificant.



Thus, the empirical findings support a positive relation between the presence of other adults in the family and the wife's labour force participation in Canada which might perhaps be interpreted as indicating closer family relations<sup>18</sup> than in the United States due to socio-cultural differences.

The family income excluding wife's earnings, I-W, was introduced into the regression analysis in the form of a set of dummy variables representing eleven income groups. The reference category is the case in which I-W is less than \$2,000. The dummy variable approach has the advantage of permitting us to study variations of the effect of I-W changes on the labour force participation of married women at different levels of family income, and to investigate the shape of the relationship between I-W and labour force participation. The regression results demonstrate a pronounced negative relationship between I-W and labour force participation of married women, as was expected on the basis of economic theory. All ten estimated coefficients of the dummy variables are negative, steadily increasing in magnitude from the bottom to the top of the income scale, and statistically significant. This indicates that the wife's propensity to participate in the labour force monotonically declines as I-W rises. However, there is a sharp break at the level of \$6,000, below which the effect of changes in I-W on the participation rate of married women is smaller than the effect of changes in I-W above that level. Married women with I-W of \$2,000 to \$6,000 are 4.5% to 8.2% (depending on the income group to which they belong) less likely to be in the labour force than those who have I-W less than \$2,000, whereas, married women with I-W over \$6,000 are 12.7% to 33.6% (depending on the income group) less likely to be in the labour force than their counterparts with I-W less than \$2,000. When the variables representing I-W are taken as a group the F-test (shown at the bottom of the column) indicates that they are statistically significant at the 1% level, which implies that the factor I-W has a strong influence on the labour force participation of married women.

These findings are, in general, consistent with the empirical results of previous studies both in Canada<sup>19</sup> and the United States<sup>20</sup> which have found a negative association between measures of family income and the wife's labour force participation.

The variable HDNW, husband did not work in 1967,<sup>21</sup> carries a negative and statistically significant coefficient the magnitude of which indicates that a wife with husband not in the labour force is 16.4% less likely to be in the labour force than her counterpart with labour force participant husband. At first glance, this result appears not to be reasonable nor consistent with economic theory on

---

<sup>18</sup> By closer family relations it is meant that the Canadian family may more often include other relatives, and that adult children may remain within the family (as "family" is defined in Chapter III, page 31, footnote 1) longer.

<sup>19</sup> See: (a) Ostry, *op. cit.*, (b) Spencer and Featherstone, *op. cit.*

<sup>20</sup> See: (a) Bowen and Finegan, *op. cit.*, (b) Cohen *et al.*, *op. cit.*

<sup>21</sup> Recall that this category is equivalent to "husband not in the labour force".



the basis of an argument parallel with that of the "additional worker" effect. However, a possible explanation may be that the labour force status "husband not in the labour force" is more "permanent"<sup>22</sup> than "husband unemployed". Therefore the effect of this variable on the wife's labour force participation represents a "longer-run" response,<sup>23</sup> and probably strongly depends on the cause which keeps the husband out of the labour force. For example, a negative impact on the wife's labour force participation would be expected in cases such as:

- (a) husband retired with his wife retired as well, and living from accumulated assets and/or their pensions or other transfer payments,<sup>24</sup>
- (b) husband prematurely retired because of poor health requiring attention at home,
- (c) both husband and wife are attending school.

On the other hand, a positive effect on the labour force participation of married women would be expected when only the husband is attending school, or if he is out of the labour force because of structural unemployment.<sup>25</sup>

Spencer,<sup>26</sup> using Canadian data, found that a married woman whose husband is not in the labour force is more likely to be in the labour force than her counterpart whose husband is a labour force participant. However, in separate regressions by the age of wife the coefficient of the variable "husband not in the labour force" was almost in all cases statistically insignificant.<sup>27</sup>

Bowen and Finegan found<sup>28</sup> that the "adjusted"<sup>29</sup> labour force participation rate of all married women 14-54 years old with husband not in the labour force was significantly lower than their counterparts with unemployed husbands<sup>30</sup> but not significantly different than those with husbands at work. However, when they extended their analysis to older married women, 55-64 and

---

<sup>22</sup> Especially in this study in which the information on the labour force status of the husband applies to the whole year.

<sup>23</sup> The additional worker effect is a short-run response.

<sup>24</sup> In the overall sample there were 1690 married women whose husbands were not in the labour force during 1967; 447 and 909 of those married women were in the age groups 55-64 and 65 and over (retirement age) respectively, and 1,222 families out of those 1,690 had family income excluding wife's earnings less than \$4,000.

<sup>25</sup> Moreover part of the lower labour force participation of married women with husbands not in the labour force might be due to special family and personal characteristics of this group which are not controlled in the regression with the variable HDNW which stands as a proxy for those characteristics.

<sup>26</sup> B.G. Spencer, *Determinants of the Labour Force Participation of Married Women: A Micro-Study of Toronto Households*, Working Paper No. 72-08, Department of Economics, McMaster University, Hamilton Ontario, March, 1972.

<sup>27</sup> Notice that Spencer's study was based on a restricted sample of husband-wife families including only once-married women under 45 years old and living in the Metropolitan Toronto area.

<sup>28</sup> Bowen and Finegan, *op. cit.*, pp. 147-154, and 323-325.

<sup>29</sup> For the definition of the "adjusted" participation rates see Chapter II page 25, footnote 48.

<sup>30</sup> They interpret this finding as a supporting evidence of the hypothesis that transitory decreases in the husband's earnings have a stronger effect on the labour force participation of married women than "permanent" reductions in husband's earnings.

65-74 years old, there was an apparent reversal of the pattern with lower labour force participation of married women with their husbands not in the labour force than their counterparts with their husbands still in the labour force (at work or unemployed).

Cohen,<sup>31</sup> using United States data for all married women, husband present, 22 years old and over, found that married women whose husbands are not in the labour force are less likely to be in the labour force themselves than their counterparts with husbands in the labour force. This result is in agreement with the findings of the current study.<sup>32</sup>

The variable HWU, representing the husband's weeks of unemployment in 1967, was used to reflect the effect of transitory loss in family's income. The expectation was that HWU would have a positive effect on the wife's labour force participation. The coefficient of this variable carries a negative sign and it is statistically insignificant as well. This result appears rather puzzling. However, this variable should be interpreted in conjunction with the I-W variable which represents the reported family income, excluding wife's earnings, for 1967.<sup>33</sup> Such an interpretation reveals that there is an overall positive effect on the wife's labour force participation. For example, if the husband had a loss of \$1,000 because he was unemployed for some weeks in 1967 the reported family income I-W will be lower by this amount from the "normal" level of family's I-W. This would place the family to a lower income group, let us say from I-W6 to I-W5. The difference between the coefficient of I-W6 and I-W5 is 0.045 which indicates that the wife's probability of being in the labour force is increased by 4.5% because of the unemployment of her husband.<sup>34,35</sup> The magnitude of the positive effect

---

<sup>31</sup> Cohen, M.S., *et al.*, *op. cit.*, pp. 75-76.

<sup>32</sup> In Cohen's study a set of dummy variables representing the husband's employment status - unemployed, employed, and not in the labour force - was used with reference category "husband unemployed". In another specification interaction variables between wife's age and "husband not in the labour force" were introduced into the regression equation. In this case, the coefficient of the variable "husband not in the labour force", for the age group 22-34 years old, turned out to be positive but statistically insignificant indicating no significant difference between this category and "husband unemployed" category. The interaction variables for all the other age groups bear significant negative coefficients larger in magnitude (after correcting for the coefficient of the reference category, 22-34 years old) than the negative coefficient of "husband employed" category. These results are quite similar to the findings of the current study (See Tables A.1 to A.4, regressions by wife's age) when one considers the differences in the age groups specified in the two studies.

<sup>33</sup> A feature of the data used in this study is that the length of the observation period is one year and the information concerning both HWU and I-W apply to the same year.

<sup>34</sup> Even if the negative coefficient of HWU was statistically significant the overall effect of husband's unemployment on the wife's labour force participation would be positive because of the small magnitude of this coefficient. In the above example, if the income loss was due to husband's unemployment of 10 weeks the positive effect would be reduced to 0.043.

<sup>35</sup> In another specification of the model the variable I-W was omitted. This led to a statistically significant positive coefficient of HWU of the magnitude of 0.011 which provides additional support for the above argument. Furthermore, in a specification in which HWU was omitted the coefficients of all the remaining variables and their t-values remained almost the same.

depends on the duration of husband's unemployment,<sup>36</sup> his weekly earnings, and the "normal level" of family's I-W.<sup>37</sup>

This finding, that the unemployment of husband has a positive effect on the labour force participation of married women, is consistent with the "additional worker"<sup>38</sup> hypothesis, and the empirical evidence of previous studies. However, some points can be raised concerning the independent variables used and their interpretation in these studies:<sup>39</sup>

- (a) The information concerning the employment status of the husband applies to the time of survey whereas the reported family income refers to the preceding year. Although current employment status should affect current income, there is no reason to expect that the variables actually used accurately reflect this effect.
- (b) In these studies (including the current one) there is no appropriate control variable for the local labour market conditions. Consequently, the coefficient of the variable "husband unemployed" is probably capturing some of the discouraged-worker effect.<sup>40</sup> Therefore different bodies of survey data (collected at different times) may yield different results concerning the effect of husband's employment status on the wife's labour force participation, depending on the local labour market conditions at the time of survey.
- (c) A "pure"<sup>41</sup> additional worker effect can be estimated from the data of a survey if the following conditions are satisfied:

---

<sup>36</sup> Spencer used a variable, "duration of husband's unemployment last year", to investigate the effect of duration of husband's unemployment on the wife's labour force participation and he found "that a wife is more likely to be in the labour force if her husband was unemployed more than one week than if he was not. The effect is especially strong if he was unemployed for less than two months". However, he does not interpret his results in conjunction with the income variable, in spite of the fact that the information for both variables apply to the same year. See Spencer, *op. cit.*, p. 18.

<sup>37</sup> The means of the variable HWU for families with I-W, below \$4,000, from \$4,000 to \$7,999, and \$8,000 and over are 4.68, 1.42 and 0.64 respectively (this mean depends on the percentage of the families, in each category of I-W, with husband unemployed sometime during 1967 and the duration of his unemployment). In any event, it may be interpreted as an indication that unemployment is either more frequent or each spell is of longer duration in the low income category.

<sup>38</sup> Additional workers are defined as persons "who are in the labour force because the usual breadwinners in the family are unemployed and who, if this were not the case, would not seek work". See W.S. Woytinsky, *Three Aspects of Labour Dynamics*, Social Science Research Council, Washington, p. 105.

<sup>39</sup> See: (a) Bowen and Finegan, *op. cit.*, (b) Cohen *et al.*, *op. cit.*, (c) Spencer and Featherstone, *op. cit.*

<sup>40</sup> This point was mentioned by Bowen and Finegan, however, they believe that the correlation between "the unemployment of particular husbands and the unemployment rates in the areas in which they lived" is very weak. Bowen and Finegan, *op. cit.*, p. 149.

<sup>41</sup> This "pure" effect will include the positive incentive for married women to enter the labour force because of the transitory loss in family's income due to husband's unemployment, and the positive effect which will stem from the fact that the husband, being unemployed, may well substitute for the wife in the performance of some housework (e.g., child-care).

- (i) both the family's income variable and the employment status of husband refer to the same period, and the income variable is adjusted for the transitory loss due to husband's unemployment so that it will represent the "normal" level of family's income, excluding wife's earnings,
- (ii) an appropriate variable is included in the model to control the local labour market conditions, and
- (iii) the variable "husband's weeks unemployed" is weighted by the husband's weekly earnings so that it will reflect the transitory loss of family income.

Occupation of husband, OCCH, appears to have a statistically significant influence on the wife's labour force status. The set of dummy variables representing husband's occupation taken as a group is significant at the 1% level. Three of the individual occupation variables are significant. The general pattern which emerges from the regression coefficients, which is not completely in agreement with the postulated hypothesis, indicates that the highest propensity to participate in the labour force occurs among women married to men in the clerical occupation group, and the lowest among women with husbands in the "blue collar" occupation group. The wives of professionals show a relatively low propensity to participate in the labour force, ranking second from the bottom of the scale, and married women with husbands in the remaining occupations show no significant difference in their labour force participation from that of wives with husbands in the managerial occupation — the reference category.<sup>42</sup>

Having discussed the variables HDNW, I-W and OCCH, one point deserving comment is that in another specification of the model the variables HDNW and OCCH were omitted. This led to statistically insignificant coefficients for the I-W variables below the \$6,000 level.<sup>43</sup> The most apparent explanation is that introduction of the variables HDNW<sup>44</sup> and OCCH into the model, by capturing the independent effect of husband's occupation, permits the I-W variable to single

---

<sup>42</sup> No attempt is made to explain the pattern which emerges from the empirical findings because we believe that there are many complicated factors for which the occupation of husband may stand as a proxy: for example, OCCH may stand as proxy for the family's expectations concerning future income, economic incentives and differences in satisfactions, goals, and aspirations, social values and subjective welfare, etc. Also, there may be multicollinearity among OCCH, EDW and I-W.

Furthermore, no comparison with the empirical findings of other studies is made because differences in definitions and classifications of occupations would render this difficult or meaningless. For empirical results and some explanations provided in attempting to explain their findings, see: (a) Ostry, *op. cit.*, pp. 33-35 and (b) Bowen and Finegan, *op. cit.*, pp. 154-158.

<sup>43</sup> It was found in a previous Canadian study that differences in the income of family's head below the level of \$6,000 has no effect on the wife's labour force participation. See Spencer, *op. cit.*, p. 11. Notice that Spencer has no variable representing husband's occupation in his model.

<sup>44</sup> The variable HDNW, husband did not work in 1967, indicates no occupation in 1967 and serves as an "occupational category".



out the "pure" effect of family's income on the labour force participation of married women.<sup>45</sup>

The region, REG, in which the family lives and the place of family's residence, RES (rural-urban, size of city), were introduced as independent variables neither as "determinants" of the labour force status of married women nor as proxies for specific variables, but in order to capture some of the effects of a number of unquantifiable factors or of factors for which data were not available. In a vast country like Canada one should expect significant differences between regions in a number of factors such as: labour market conditions, seasonal fluctuations, wife's potential earnings,<sup>46</sup> socio-cultural background, quality and fields (classical, non-classical, etc.) of education, and population composition.<sup>47</sup> Further, the place of family's residence should be expected to affect the decision of married women concerning their labour force status. Urban married women have more employment opportunities open to them than their rural counterparts, social and family attitudes in urban areas may be less conservative towards market work of married women, and housework substitutes are more available in urban than in rural areas.

The empirical findings reveal that both variables REG and RES have a significant impact on the labour force participation of married women. Both sets of dummy variables are significant at the 1% level. All the individual coefficients of the dummy variables representing the regions and the size of the urban center in which the family resides are positive and statistically significant.<sup>48</sup> The pattern which emerges is that married women in the Prairie Provinces have the highest, and married women in eastern Canada (Quebec, Atlantic provinces) the lowest propensity to participate in the labour force, with those married women in Ontario and British Columbia ranking second and third (from highest to lowest)

---

<sup>45</sup> Husband's earnings is the major component of I-W, therefore a correlation should be expected between I-W and husband's occupation. A simple relation between labour force participation of married women and I-W would underestimate the family's income effect on the wives' labour force participation by failing to allow for the fact that "high occupation" is associated with high I-W and vice versa. The "occupational" variable HDNW is capturing the effect of a special case. The participation rate of wives with husband not in the labour force in 1967 was only 16.6%, whereas 72.3% of those families had I-W less than \$4,000. Omission of the variable HDNW alone from the model had the effect of drastically reducing the magnitude of the coefficients of I-W. For an explanation of how using dummy variables adequately allows for the problem of correlation between two variables, without interaction between them, see J.N. Morgan and J.A. Sonquist, "Problems in the Analysis of Survey Data and a Proposal," *Journal of American Statistical Association*, June 1963, pp. 415-434.

<sup>46</sup> F.T. Denton, *An Analysis of Interregional Differences in Manpower Utilization and Earnings*, Economic Council of Canada, Staff Study No. 15, Queen's Printer, Ottawa, April, 1966.

<sup>47</sup> S. Ostry, *Provincial Differences in Labour Force Participation*, Dominion Bureau of Statistics, 1961 Census Monograph, Queen's Printer, 1968.

<sup>48</sup> The reference categories of REG and RES are Quebec and rural areas respectively. The urban centers are represented by three dummy variables according to their size (see Appendix A).

respectively. Urban married women demonstrate a higher tendency to be in the labour force than their rural counterparts. These findings are consistent with the empirical evidence of previous Canadian studies.<sup>49</sup> Differences in the size of the urban center in which the family lives do not seem to have any substantial influence on the decision of married women to enter the labour force since the magnitude of the three coefficients of the variables representing the size of the urban center differ only marginally.

The five dummy variables of EDW, representing the level of wife's education, are all statistically significant at the 1% level, either as a group or individually considered. The wife's education shows a marked positive relation to her market work and this positive effect rises with educational attainment, e.g., a married woman who has completed high school is 18.2% more likely to be in the labour force than a married woman who has not completed elementary school (reference category), whereas a married woman with university degree is 30% more likely to be in the labour force than her counterpart in the reference category.<sup>50</sup>

The wife's education is used as a proxy variable for her market potential earnings. However, it must be emphasized that the magnitudes of the positive coefficients of EDW most probably over-estimate the positive effect of market potential earnings<sup>51</sup> because the variable EDW is likely capturing some of the effect of non-pecuniary aspects of more pleasant and interesting jobs available to women with higher education, tastes for market work, and greater employability of more educated women.<sup>52</sup>

---

<sup>49</sup> See (a) Ostry, *The Female Worker in Canada*, *op. cit.*, and (b) Spencer and Featherstone, *op. cit.*

<sup>50</sup> The relatively small increment in the probability of labour force participation of married women with university degree compared with those married women with some college or university education is puzzling. An explanation might be that the latter category may include, apart from "drop-outs", all those married women with vocational and technical training who may be strongly attached to the labour force.

<sup>51</sup> Assuming that EDW is a good proxy for the wife's market potential earnings and it is capturing the whole effect of this variable.

<sup>52</sup> In addition, Bowen and Finegan argued that "there are some spurious positive relations to be expected which we cannot control. There are good reasons to think that educational attainment is positively related to intelligence, to ambition, and probably to physical and mental health as well - and that these characteristics are in turn related to labour force participation". We do not agree with this argument because in a great many cases the educational attainment of a person depends on factors external to him (her) such as place and time of birth, family and social environment, financial position of his (her) family, educational systems, etc. See W.G. Bowen and T.A. Finegan, "Educational Attainment and Labour Force Participation", *American Economic Review, Papers and Proceedings of the American Economic Association*, May 1966, pp. 567-582.

The general finding of a pronounced positive relation between wife's education and her labour force membership is consistent with both the postulated hypothesis and the findings of the previously mentioned Canadian and United States studies.

The four dummy variables, IMS, representing the wife's immigration status, as a group, appear to be significant at the 1% level. The coefficients of the individual variables within the group reveal that immigrant married women demonstrate a different pattern of labour force participation compared to their Canadian-born counterparts, which is the reference category. The impact of being an immigrant married woman on her labour force participation depends on the length of time she has been in Canada. Three dummy variables were constructed to be used in describing the immigrant married women's length of time in Canada.<sup>53</sup> The variable IMS4 represents immigrant married women at the early period of their arrival in Canada (1965 to April 1968). The positive but insignificant coefficient of this variable supports the hypothesis that immigrant wives, even at the early period of their immigration, offer market work at least as much as their Canadian-born counterparts. IMS3 represents those married women who landed in Canada from 1946 to 1964. The positive and significant coefficient of this variable supports the hypothesis that immigrant married women have a higher labour force membership than their native Canadian counterparts. The magnitude of the coefficient indicates that immigrant wives are 4.7% more likely to be in the labour force than the Canadian-born married women. The negative and statistically insignificant coefficient of the variable IMS2, which represents those immigrant wives who arrived in Canada before 1946, indicates that this category of immigrant married women have labour force behaviour similar to their Canadian-born counterparts.<sup>54</sup> These findings are consistent with the postulated hypothesis that the immigrant wife will demonstrate a higher propensity to participate in the labour force than her Canadian-born counterpart, until she is integrated into the Canadian social and cultural stream.

The child status variable, CH, has an important bearing on the labour force participation of married women, as is indicated by the magnitudes of the individual coefficients and their statistical significance at the 1% level, as well as by the strong statistical significance of the three CH dummy variables as a group.

---

<sup>53</sup> The time intervals were arbitrarily assigned. We thought that immigrant women at least for three years after their arrival in Canada, will face problems of communication (those who do not speak either of the official languages) and adaptation to a new socio-cultural environment, which problems will relatively reduce their propensity to participate in the labour force. The second time interval, 1946 to 1964, was hypothesized to be long enough for permitting the immigrant women to be assimilated into the Canadian social and cultural stream. Thus, those immigrant women who landed in Canada before 1946 were expected to have labour force behaviour similar to their Canadian-born counterparts.

<sup>54</sup> The category "not ascertained" represented by IMS5 is not a useful classification from a research standpoint and any attempt at interpreting the meaning of the coefficient will only be speculation.

The reference category represents families without any children under 16 years old. The empirical findings reveal that the presence of young children in the preschool age alone, variable CH1, or together with children 6 to 15 years old, variable CH3, is a strong deterrent to mother's market work. The probability that a wife will be in the labour force is about 34% lower if there is at least one child under 6 years old present, whether alone or in a combination with children 6 to 15 years old, than if there are no children under 16 years old. This strong negative effect of the presence of youngsters on the mother's labour force participation seems to be reasonable, since children in the preschool age require more attention and care and their presence in the family increases the value of the mother's presence in the home. Furthermore, this strong negative effect seems to dominate and outweigh all the effects which one might argue are associated with the presence of older children and which would reduce the burden of the wife's housework, e.g., older children could look after young children or take over part of the housework.

Married women with only children 6 to 15 years old living at home, variable CH2, are 12.3% less likely to be in the labour force than their counterparts without children under 16 years old living at home. The presence of children only in this age range seems to be a deterrent to the wife's labour force participation, however not as strong a deterrent as the presence of preschoolers.<sup>55</sup> These findings show that the age of children has a great deal to do with the influence of their presence on the decision of married women to allocate their time.

This empirical evidence is, in general, consistent with previous studies and in agreement with the postulated hypothesis that the presence of young children, in particular children of preschool age, increases the demand for housework and consequently the cost of housework, and the value of the wife's presence in the home.

The set of dummy variables AGE, representing the wife's age, turned out to be significant at the 1% level, either as a group or individually considered. The hypothesized negative relation between wife's age and her labour force participation is strongly supported by the coefficients of all the individual AGE variables. The reference category is the age group "less than 25 years old". Thus, married women in the age brackets 25-34, 35-44, etc., are 9.8%, 17.3%, etc., respectively, less likely to be in the labour force than their counterparts who are less than 25 years old. The regularity of the wife's declining probability of being in the labour

---

<sup>55</sup> Two previous Canadian studies in analysing the labour force participation of married women, in the "all ages" group, suggest that the presence of children in the age ranges 6-14 years old alone is not a deterrent to the wife's labour force participation. However, in investigating the labour force participation of married women by age groups they found evidence that the presence of children in the age groups 6 to 14 is a deterrent to wife's market work. See (a) Spencer and Featherstone, *op. cit.*, pp. 45 and 52-54, and (b) Allingham and Spencer, *op. cit.*, pp. 14 and 16-17.



force as her age increases, up to the age group 45-54, is impressive. In the next two age categories (55-64 and 65+) the negative increments are larger, but it is reasonable to assume that these larger increments of declining probability are due to earlier retirement of married women compared to men.

A further consideration is that the negative effect of age per se might probably be overestimated because the age variable might serve as a proxy for other factors which negatively affect the wife's labour force participation; factors which are not controlled in the model. Such factors are: (a) age discrimination, which is a common practice, in particular for women, (b) family's asset accumulation, since the probability of having accumulated assets increases with the length of time married, and (c) expected future family income, excluding wife's earnings.<sup>56</sup>

The negative relationship between wife's age and her labour force participation is supported by evidence of previous studies.<sup>57</sup>

The preceding model, with the same explanatory variables, except age, was estimated for six age-of-wife groups in an attempt to investigate different patterns of labour force behaviour and differential impacts of the various factors on the labour force participation of married women from one age group to another. The estimated equations are presented in Appendix A – Tables A.1 to A.4.

Next we discuss briefly the general picture that emerges with respect to the labour force participation rate, the explanatory power of the regression equations, and the behaviour of the various explanatory factors in the age-of-wife groups. The peak participation rate, 59.9% occurs in the age group less than 25 years old. Thereafter, the labour force participation of married women is gradually declining up to the age group of 35-44 years old, and rising to a second peak, although lower than the first one (39.0%), at the age group 45-54.<sup>58</sup> After the second peak

---

<sup>56</sup> Mincer found that the labour force participation response of married women to transitory family income is very strong. The expected future income – “permanent income” – of young husbands, in particular educated husbands, is higher than their current income. Thus, the young wives' response to the negative transitory income will be to join the labour force. See J. Mincer, *op. cit.*

<sup>57</sup> See: (a) Spencer and Featherstone, *op. cit.*, p. 70, (b) Spencer, *op. cit.*, p. 13, and (c) Allingham and Spencer, *op. cit.*, p. 14.

<sup>58</sup> Some explanations for the two-peaked participation profile of married women might be that: (i) married women in the youngest group (first peak) respond strongly to the negative transitory component of the family income I-W (see footnote 55 of this chapter), and in addition, this age group includes almost all the newly married couples without children and with strong financial needs, (ii) the age group 45-54 years old (second peak) consists of wives with reduced childcare responsibilities (their children are at school or they have left home) which increases the probability that married women will “re-enter” the labour market.

This two-peaked participation profile of married women has been noticed in previous Canadian studies using 1961 Census data. See: (a) Ostry, *The Female Worker in Canada*, *op. cit.*, and (b) Allingham, *Women Who Work: Part I*, *op. cit.*

the participation rate is declining again with a sharp drop in the 65 and over age range.

The total explanatory power of the regression equations is continually decreasing with increasing age groups. The  $R^2$  and  $\bar{R}^2$  are .3269 and .3115, respectively, in the regression equation for married women less than 25 years old, gradually reaching their minimum values of .0997 and .0707, respectively, in the regression equation for the oldest group, 65 years old and over. This continual decline of the total explanatory power of the regression equations indicates that the element of random variation is increasing along with increasing age.

The variable OWH,<sup>59</sup> representing the family's tenure status (home ownership against any other status), consistently carries a negative sign but its coefficient is statistically insignificant in all age groups compared with the negative and significant coefficient of this variable in the "all-observations" case. A plausible explanation might be that separation of the observations by the wife's age (which groups the families in stages of the life cycle) makes the sample for each group more homogeneous, and may result in increasing multicollinearity which affects the magnitude of the estimated coefficients, their standard errors, and consequently the t-values of the coefficients.<sup>60</sup>

The impact of the presence of other adults in the family, variable AD, on the wife's labour force participation is positive and statistically significant in all regression equations by age classification, as it was when all ages were considered together. However, the magnitude of this positive effect is declining after the group 25-34 years old. The decline of this positive effect along with the wife's age might be rationalized on the grounds that young wives are more apt to enter the labour force because of stronger financial needs, lack of accumulated assets, and lower present than expected future family income but they stayed home because of the presence of young children. Thus, availability of a suitable housework substitute (another adult) in the home increases the propensity of a young wife to enter the labour force more than her older counterpart.

---

<sup>59</sup> The comments on the explanatory variables refer to all age groups except the oldest one, 65 years old and over. For this age group (and perhaps the age group 55-64) a separate study should be carried out taking into consideration other important factors affecting the labour force status of older people, e.g., the social security system, private and public pension plans, accumulated assets, welfare payments, property income, employment opportunities for aged people, age discrimination, etc.

<sup>60</sup> For a discussion of how multicollinearity affects the least-squares estimates of the coefficients, their standard errors and t-values, see: A.G. Goldberger, *Econometric Theory*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1964, pp. 192-194.

The reader is reminded that "multicollinearity is a matter of degree rather than of all or nothing" and "multicollinearity is a property of the sample data and not of the population". See A.G. Goldberger, *Topics in Regression Analysis*, The MacMillan Company, New York, 1968, p. 80.

The husband's weeks of unemployment in 1967, variable HWU, carries a statistically insignificant coefficient which is negative for the first two age groups. Thereafter, the coefficients turn out to be positive with increasing magnitude along with age group. This might be interpreted as indicating that the additional worker effect is stronger for older married women than their younger counterparts. However, the reader must remember that this variable should be interpreted in conjunction with the variable representing the family's income, I-W.

The variable "husband did not work in 1967", HDNW, bears a negative coefficient which is statistically significant in all regression equations except for the age group 25-34, as it was in the "all-observations" case. However, there is no particular pattern in the behaviour of this variable. The magnitude of the coefficient fluctuates from one age group to another.

The region in which the family lives appears to have a significant impact on the wife's labour force participation decision in all age classifications, except the less than 25 years old age group, as indicated both by the statistical significance of the group as a whole (F-value) and the significance and magnitude of the individual coefficients within the group. The general pattern that emerges, for all age groups except the youngest one, is quite similar to the one described previously for the case of "all-observations" regression equation. The regional factor does not seem to influence the decision of married women less than 25 years old in choosing their employment status. A plausible explanation might be that economic pressure on many young wives to find a job may be very strong, outweighing the importance of regional differences in other factors, and/or that the influence of socio-cultural factors affecting attitudes towards market work of married women had diminished substantially for the currently young people.

The set of dummy variables RES, representing the family's place of residence, urban-rural (if urban the size of the city) remains, as in the aggregate case, statistically significant in all regression equations, except the one for the 55-64 years old age bracket. However, the magnitude and statistical significance of the coefficients of individual variables within each group indicates, in contrast to the aggregate regression, that the size of the centre where the family lives is a factor affecting the decision of married women (in some age groups) in allocating their time.

The F-values for the sets of dummy variables representing the family income less wife's earnings, I-W, reveal that this factor is statistically significant in all five age regressions. The negative coefficients of all individual variables (with an exception of four positive but insignificant coefficients in the 25-34 age group) in all age brackets show that the negative relationship between I-W labour force participation holds for all ages. However, at the lower range of I-W, in particular the two younger groups, the individual coefficients are statistically insigni-

ficant.<sup>61</sup> In addition it is observed that the negative impact of the family income factor, by and large, is stronger for older married women than their younger counterparts.

As a group, the occupation of husband variables, OCCH, are significant in three age group regressions and insignificant in the other two (25-34 and 45-54).<sup>62</sup> The individual occupation variables behaved without any pattern, and only a few of them are statistically significant in some age groups.

The strong positive impact of the wife's education on her labour force participation, revealed in the aggregate regression equation, is supported for all age groups as indicated by the magnitude of the positive individual coefficients and their statistical significance at the one per cent level (with the exception of EDW2 which is insignificant in most cases), and the statistical significance of the set of dummy variables EDW as a group in all age-of-wife estimated equations. The general pattern, indicated in the "all-observations" regression, of a steadily rising positive effect along with the wife's educational attainment is observed in each age category, with a puzzling performance, in some age groups, of the variable EDW6, representing wives with university degree, which carried a positive and significant coefficient lower in magnitude than the coefficient of the variable EDW5, representing wives with some college or university education.<sup>63</sup>

The results of the aggregate equation indicated that immigrant wives have different labour force behaviour than their Canadian-born counterparts until they are assimilated into the Canadian social and cultural life. The regression results for the specific age groups imply that the immigrant wife's age plays an important role in her labour force behaviour. The variables IMS are insignificant, either as a group or individually considered, for the age groups less than 25 and 55-64. This might be interpreted as indicating that the wife's age at the time of immigration is important in explaining her labour force behaviour. Those who immigrated at a young age may be integrated rapidly into the Canadian social and cultural stream,

---

<sup>61</sup> Lack of sensitivity in the labour force participation of young married women to changes of I-W in the low range of family income may be the result of a combination of factors such as: (a) young wives may still be at school with their husband at school as well; such families will fall in the low range of I-W; and (b) young wives with husbands with low earnings, probably have low market earning ability and low employability, both of which will not encourage them in entering the labour force when there is a change in I-W, in particular when young children are present.

<sup>62</sup> We have estimated the same equations, for these two age groups (25-34 and 45-54), by considering all the variables of I-W and OCCH together as one group (results are not shown). The two factors together as a group were statistically significant at the 1% level as indicated by the F-test.

<sup>63</sup> In the youngest age group, less than 25 years old, variable EDW5 representing wives with some college or university education carries a coefficient lower in magnitude than the coefficient of the variable EDW4 representing wives who finished high school. An explanation may be that married women who were still enrolled in school were not excluded from the sample.



whereas those who immigrated at an older age, let us say late forties, may not have improvement of their financial position as their motivation (e.g., parents desire to join their children, forced immigration for political reasons), so that they do not demonstrate a different labour force behaviour than their native Canadian-born counterparts. The variables IMS, as a group, in the remaining age groups are statistically significant (in the 45-54 age group only at the 10 per cent level), and their individual coefficients in each group demonstrate a pattern of immigrant wives labour force behaviour similar to the one revealed by the all ages regression equation (with a deviation in the 25-34 age group where the variable IMS3 is not significant).<sup>64</sup>

The negative association, and a similar pattern with the one revealed by the "all-observations" equation, between the presence of children (in all three child status categories) and the wife's labour force participation are present in all estimated equations controlled for the wife's age. The child status factor CH is statistically significant at the 1% level in each of the four age groups, and all the individual coefficients are negative<sup>65</sup> and significant (except CH1 in the 45-54 age group). However, this negative effect is weaker for the older wives (35-44 and 45-54) than their younger counterparts, as the magnitude and statistical significance of the individual coefficients indicates.

Three separate equations, in the same form as the aggregate one, were estimated in attempting to investigate the existence of differences in the labour force behaviour patterns of married women in different income groups.<sup>66</sup> The results are presented in Appendix A – Tables A.4 and A.5.

The mean of the dependent variable shows that the highest labour force participation rate of married women occurs in the middle-income group 41.3%, compared with 32.1% and 31.6% in the low-income group and upper-income group respectively. The striking lower participation rate in the low-income group, compared with the participation rate in the middle-income group, might be partially explained by the fact that the low-income group includes most of the families with husband not in the labour force in 1967 whose wives were of the retirement age (see footnote 24 in the current chapter). Moreover, "poverty" is associated with: (a) personal characteristics which reduce the employability of the

---

<sup>64</sup> This might be interpreted as reinforcing the previous argument that immigration at a young age may speed up the assimilation into the Canadian stream of social and cultural life.

<sup>65</sup> The variable CH2, in the less than 25 years old group, was included in the equation because some families might have children in this age category (6 to 15 years old) from previous marriage of the husband or under guardianship. Its coefficient is positive and insignificant.

<sup>66</sup> These observations were classified on the basis of the family's income excluding wife's earnings, I-W, into three income groups. We regarded families with  $I-W \leq \$3,999$  as the "low-income" group, families with  $\$4,000 \leq I-W \leq \$7,999$  as the "middle-income" group, and families with  $I-W \geq \$8,000$  as the "upper-income" group.



individual (e.g., educational achievement,<sup>67</sup> training, and health), (b) reduced labour market information concerning job opportunities, and perhaps reduced geographical and occupational mobility. All these factors should have an inverse effect on the labour force participation of married women in the low-income group.

The total explanatory power of the regression equations is declining as we move from the low-income group ( $R^2 = 0.27$ ,  $\bar{R}^2 = 0.26$ ) to the middle-income group ( $R^2 = 0.22$ ,  $\bar{R}^2 = 0.21$ ) and upper-income group ( $R^2 = 0.12$ ,  $\bar{R}^2 = 0.11$ ) indicating that the element of random variation increases with increasing income level.

The variable OWH bears a consistently negative and significant coefficient (at the 10% level in the high-income group) but the magnitude of the negative effect is stronger at the low and upper-income groups. HDNW is negatively associated with the labour force participation of married women, statistically significant, with declining magnitude of the coefficient with rising income group. Whereas the variable AD carries a positive and statistically significant coefficient (except in the low-income group)<sup>68</sup> with increasing magnitude as we move from the low to the upper-income group.

The sets of dummy variables representing region, REG, education of wife, EDW, child status, CH, and wife's age, AGE, are statistically significant in all three income groups. An examination of the individual coefficients of dummy variables within groups reveals that, in general, the same pattern which was described in the "all-observations" regression concerning these factors reappears in all three income groups. However, their impact, positive or negative, on the labour force participation of married women is much stronger in the middle-income group (with the exception of REG) than in the other two income categories. The set of dummy variables representing place of residence, RES, is statistically insignificant in the upper-income group, either as a group or individually considered, indicating that the place of family's residence, urban or rural, and the size of the city where the family lives, do not affect the labour force behaviour of "well-to-do" married women. In the other two income groups the wife's probability of being in the

---

<sup>67</sup> The sample distribution of married women with educational achievement of finished high school, some college or university education and university degree, is as follows: low-income group, 13.6%, 2.7%, 1.2%, middle-income group, 23.3%, 4.2%, 1.7%, and upper-income group, 32.0%, 7.4%, 5.2% respectively.

<sup>68</sup> A possible, but speculative, explanation for the insignificant coefficient of AD in the low-income group, might be that families in this income group cannot afford to have other adults (parents of either husband or wife, etc.) living with them, and their own children leave home as soon as possible trying to escape "poverty". This argument is supported to some extent by the data. The mean of the variable AD is .22 in the low-income group, .37 in the middle-income group, and .89 in the upper-income group.

labour force is affected by the place of family's residence, as is indicated by the magnitude and statistical significance of the individual coefficients of the RES variables.

The IMS variables, representing the wife's immigration status, are insignificant, either as a group or individually considered, in the low-income group. This finding may be interpreted as implying that the labour force behaviour of the "poor" married women is independent of their immigration status. The IMS variables, as a group, are significant in the other two income groups (at the 10% level for the upper-income group), and the individual coefficients of the variables demonstrate the same pattern as in the aggregate regression equation.

The statistical significance of the I-W variables in all three income groups indicates that the level of I-W, even within each income group, has a significant influence on the decision of married women to participate or not to participate in the labour force. The set of dummy variables representing the husband's occupation, OCCH, is statistically significant in all three income groups (at the 10% level for the upper-income group).

The husband's unemployment in 1967, HWU, is positively related to the wife's labour force participation only for the low-income group, and statistically insignificant both for the low and upper-income groups. The striking result is that the negative coefficient of HWU is highly statistically significant for the middle-income group. However, interpreting the results in conjunction with the I-W variable, as they should be, the positive "additional worker" effect on the wife's labour force participation is supported in all three income groups. Furthermore, the magnitude of this effect depends on the duration of husband's unemployment, his weekly earnings, and the "normal level" of family's income I-W. For example, let us assume that the husband, in a family of the middle-income category with "normal level" of I-W from \$7,000 to \$7,999 (I-W7), was unemployed for 10 weeks in 1967 and reported income I-W of \$6,500; this would place the family in the I-W6 category, and the wife's probability of being in the labour force would increase overall, because of her husband's unemployment, by 1.9 percentage points ( $0.109 - 0.060 - 0.003 \times 10 = 0.019$ ).<sup>69</sup>

<sup>69</sup> In this example, if the duration of husband's unemployment was short, let us say three weeks, such as to leave the family in the same I-W category, the overall effect would be negative but very weak (i.e.,  $-0.003 \times 3 = -0.009$ ). This may indicate that the variable HWU is capturing some of the discouraged worker effect since we do not use any appropriate variable to control for labour market conditions. In addition this might be interpreted as indicating that the discouraged worker effect is stronger in the middle-income group, compared to the other two income categories. Furthermore, the same model, modified by omitting variables I-W, was estimated for the three income groups. The estimated coefficients of the variable HWU were as follows: low-income group, 0.0013 (significant at 10% level, t-value = 1.95), middle-income group, -0.0020 (significant at 5% level, t-value = -2.01), and upper-income group, -0.0001 (insignificant, t-value = -0.06). It is interesting to note that the coefficients of all the remaining variables and their t-values changed marginally in this specification. These results, in relation to the incidence and duration of husband's unemployment in the three income groups (see footnote 37 in the current chapter), support the preceding arguments.

The estimated equations shown in Appendix A – Table A.6 – are based on a subdivision of the observations according to the family's place of residence in a metropolitan<sup>70</sup> area against any other place of residence.

The labour force participation rate of married women in metropolitan areas is higher by 7.8%, compared with the participation rate of their counterparts living in all other areas. This is not a surprising result because married women in large urban centres: (a) are exposed to many more opportunities for paid employment, (b) perhaps have access to a more adequate system of labour market information and transportation, (c) face more liberal social attitudes towards gainful employment of married women, and (d) have available more market goods substitutes for home produced goods (e.g., restaurants and dry cleaners). In addition, women living in large cities have easier access to education, and residence in metropolitan areas may reduce the fertility rate, which consequently reduces the family's size. All these factors facilitate and encourage the entrance of married women into the labour force.

The element of random variation is larger in the equation for non-metropolitan areas, as it is indicated by the lower total explanatory power of the equation ( $R^2 = 0.185$ ,  $\bar{R}^2 = 0.179$ ), compared with the overall explanatory power of the equation for metropolitan areas ( $R^2 = 0.213$ ,  $\bar{R}^2 = 0.210$ ).

The regression results indicate that there is a differential impact of certain explanatory variables and factors on the labour force participation of married women in the two "areas". The variables OWH, HDNW, and the factors education of wife, EDW, and husband's occupation OCCH, have a stronger effect on the non-metropolitan wives' labour force participation. In particular, the wife's education "post high school", variables EDW5 and EDW6, demonstrates a much stronger positive effect on the participation of non-metropolitan married women. This may be caused by relative scarcity of well educated women in the non-metropolitan areas,<sup>71</sup> since one should expect well educated women to move to large cities searching for more opportunities (in particular those who are married to well educated men because of more employment opportunities for their husbands in large cities). In contrast, variable AD and the variables representing child status and wife's age, reveal a weaker effect on non-metropolitan wives' labour force participation. The weaker effect of AD and child status might be interpreted as indicating that there may be better substitutes available for mother's work in the home (e.g., relatives and neighbours for

---

<sup>70</sup> Any centre with population of 30,000 and over is defined as a metropolitan area.

<sup>71</sup> The sample distribution shows that there are 5.4% of married women with some college or university education, and 3.1% with university degree in metropolitan areas, whereas the corresponding percentages in non-metropolitan areas are 3.8 and 1.8, respectively.

babysitting) in non-metropolitan areas than in large cities, and/or lower price of outside help.<sup>72</sup>

The variable HWU is insignificant in both regressions, whereas the region and family's income factors have a significant and quite similar impact on the labour force status of married women in both regressions, with some peculiarities of the individual coefficients of I-W. The variables representing family's residence, in the non-metropolitan case, demonstrate once again the significant influence of urban-rural residence on the labour force status of married women.

Finally, the wife's immigration status is a significant factor affecting the decision only of metropolitan married women in allocating their working time. The variables IMS are statistically significant, as a group, and their individual coefficients demonstrate the same pattern as in the "all-observations" estimated equation. In the regression for non-metropolitan areas the insignificant influence of this factor might be interpreted as a reflection of special characteristics of immigrants attracted by these areas.<sup>73</sup>

The estimated equations for the five regions of Canada are presented in Appendix A - Tables A.7 to A.9. The results indicate that regression equations for Atlantic Provinces and Quebec differ rather substantially, each of them most probably for different reasons, when compared with the estimated equations for the other three regions which remain, more or less, closer to the "all-observations" estimated equation.

An interesting feature to note is the strong resemblance of the regression results for the Atlantic Provinces and for non-metropolitan areas (Table A.6, second equation). The labour force participation rate is 29.2% in Atlantic Provinces, compared with 31.9% in non-metropolitan areas of Canada, and the overall explanatory power of the regression equations is almost equal ( $R^2 = 0.179$ ,  $\bar{R}^2 = 0.169$  for Atlantic Provinces,  $R^2 = 0.185$ ,  $\bar{R}^2 = 0.179$  for non-metropolitan areas). Moreover, the explanatory variables behaved in a similar way in both equations, even the magnitude and statistical significance of the individual coefficients differ, in general, rather marginally. Furthermore, in a comparison of the regression equation for Atlantic Provinces with the regression equations for the other four regions of Canada we observe a pattern of differential impact of certain variables and factors on the labour force participation of married women similar to the one described in comparing the regression equations of non-metropolitan with metropolitan areas. Variables OWH, HDNW, and factors EDW

<sup>72</sup> The weaker effect of AD and CH on the participation of non-metropolitan married women was found in previous Canadian studies. See Spencer and Featherstone, *op. cit.*, p. 64, and Allingham and Spencer, *op. cit.*, p. 18.

<sup>73</sup> Immigrant married women are distributed in the IMS2, IMS3, and IMS4 categories as follows: metropolitan areas, 5.7%, 10.7% and 2.1% respectively, non-metropolitan areas, 4.6%, 3.2%, and 0.4% respectively.



and OCCH have a stronger effect (with the exception of OWH in British Columbia, and HDNW in Prairie Provinces), while variable AD and factors CH and AGE reveal a weaker impact on the labour force participation of married women in the Atlantic Provinces than in the other four regions.<sup>74</sup>

The labour force participation rate of married women in Quebec is 28.9%, which is the lowest of any region of Canada. The overall explanatory power of the regression equation for Quebec is the highest ( $R^2 = 0.226$ ,  $\bar{R}^2 = 0.216$ ), compared with the regression equations for the other regions.

One of the residence variables, RES2, is significant. Aside from this, residence gives no evidence of influencing the labour force status of married women in Quebec. The variables EDW5 and EDW6, representing the wife's education "post high school", have a stronger positive effect on labour force participation than in any other region west of Quebec, whereas the wife's age appears to have the strongest negative impact on her labour force participation of any region of the country.

Occupation of husband OCCH appears to have no influence on the wife's labour force status. One of the individual occupational variables, OCCH2, is marginally significant at the 5% level; aside from this all the other individual occupational variables, and the variables as a group, are statistically insignificant.

The most striking result in the equation for Quebec is the strong positive effect of wife's immigration status on her labour force participation. As a group, the four immigration status variables are highly significant. All the individual coefficients of the IMS variables are positive and significant at the 1% level. Moreover, the magnitude of the individual coefficients indicates that the probability of an immigrant wife being in the labour force is 13.8% to 24% higher (depending on the time she has been in Canada) than for her Canadian-born counterpart. The positive and statistically significant coefficient of the variable IMS2, representing immigrant wives landed in Canada before 1946, is not in agreement with the part of the postulated hypothesis in Chapter III, that immigrant married women would demonstrate the same propensity to participate in the labour force with their Canadian-born counterparts when they are integrated into the social and cultural life of the country. This positive and significant coefficient of IMS2 might be interpreted as indicating that immigrants in Quebec are never integrated into the social and cultural stream of this province,

---

<sup>74</sup> The sample distribution indicates that rural families represent 44.9% of the population in Atlantic Provinces and 49.5% of the population in non-metropolitan areas. Part of the explanation for the resemblance of the regression results between the equations for Atlantic Provinces and non-metropolitan areas may lie on this urban-rural population distribution.

and/or that this might be a reflection of special characteristics, aspirations, and goals of immigrants who were attracted by this province.

In the other three regions the labour force participation rates of married women range from 39.9% in British Columbia to 44.0% in Prairie Provinces with 41.5% in Ontario, and the overall explanatory power of the regression equations is roughly the same in all three regions.

The regression results indicate differential impact of some variables on the labour force participation between these regions, and differential behaviour of some variables in all three regions compared to the "all observations" regression equation.

Variables OWH, HDNW, CH, and AGE consistently bear a negative coefficient, while variables AD, RES, and EDW consistently carry a positive coefficient. However, the magnitude and statistical significance of the coefficients fluctuate from region to region.

The variables representing family's income I-W are negatively related to the wife's labour force participation, but most of them are statistically insignificant below the \$6,000 level of I-W. The coefficient of HWU is positive but insignificant for Ontario and British Columbia, but, surprisingly, negative and significant for the Prairie Provinces. This coefficient should perhaps be interpreted as a reflection of the seasonality of farm employment in this region. When farm workers become unemployed, their wives who are probably in the same occupation, would not have a great chance of obtaining a job in the area.<sup>75</sup>

The variables representing husband's occupation are not significant, either as a group (except at the 10% level in Ontario) or considered one at a time, in any of the three regions.<sup>76</sup> Neither are the variables representing wife's immigration status significant (except, as a group, at the 10% level in Ontario).

The preceding regression results by region indicate the existence of substantial interregional differences in the labour force participation, and a differential impact of some variables on the labour force status of married women in different regions. Part of these differences may be explained by interregional differences in the explanatory variables used in the model. However, there is no

---

<sup>75</sup> This might be interpreted as additional evidence that the variable is capturing some discouraged worker effect.

<sup>76</sup> We have estimated the same equations for all regions excluding Atlantic Provinces, by considering all the variables representing I-W and OCCH together. The two factors together as a group were statistically significant at the 1% level in all four regions (results are not shown).

doubt that there are interregional differences in many other omitted<sup>77</sup> factors such as: composition of industry, age and sex distribution of the population, seasonal variation in employment,<sup>78</sup> social and cultural differences, etc., which have a bearing on these interregional differences of labour force behaviour of married women.

In summary, in this chapter the empirical findings obtained from fitting the model to the cross-sectional micro-data from the SCF68 have been discussed. The postulated hypotheses were supported by the empirical evidence (except the one concerning husband's occupation), and all the explanatory variables and factors introduced into the model appear to have a significant influence in determining the labour force status of married women in Canada. When the overall sample was disaggregated by the wife's age, family's income, and family's residence (metropolitan, non-metropolitan, and region), the regression results demonstrated substantially different labour force participation rates, and differential impact and significance of explanatory variables on the labour force behaviour of married women among different groups. The empirical findings obtained from fitting the model to aggregative data from the 1961 Census are discussed in the next chapter.

---

<sup>77</sup> The omission of these factors from the model, either due to data limitations or due to their unquantifiable nature, might have affected the performance of some of the included variables. It is conceivable that some of the included explanatory variables in the model might have served as proxies for the omitted ones.

<sup>78</sup> As for the existence of interregional differences in some such factors in Canada see: F.T. Denton, *An Analysis of Interregional Differences in Manpower Utilization and Earnings*, *op. cit.*





## CHAPTER V

### ESTIMATION OF THE LABOUR SUPPLY MODEL USING MACRO-DATA FROM THE 1961 CENSUS

The regression results obtained from the application of the model developed in Chapter III to the macro-data from the 1961 Census are analyzed in this chapter.

Part of this analysis consists of the study and investigation of the association between city averages of individual and household characteristics and the labour force participation of married women. In addition, utilization of macro-data permits us to examine and analyse the relationships between labour market variables – unemployment, industrial composition, female earnings – and the wives' labour force behaviour, as well as the effect of socio-cultural differences on the labour force status of married women.

The observations were 174 areas, designated by the census as "cities, towns, villages and municipal subdivisions with a population of 10,000 and over". The dependent variable, in this set of data, was the labour force participation rate of married women, husband present, of the area during the census week in 1961; and all the independent variables (except a set of dummy variables representing the region in which the area is located) were averages within the areas.

Regressions were computed, using either arithmetic or logarithmic specifications,<sup>1</sup> and the results are presented in Appendix B – Tables B.1 and B.2 – along with the names and definitions of the relevant variables. Table B.1 displays the estimated equations for married women 15 years of age and over, as well as separate equations for six subgroups by the wife's age. Table B.2 shows the regression results of the logarithmic equations, and separate regressions based on the subdivision of observations into quartiles on the basis of husband's average annual earnings.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> The linear logarithmic specification is derived from a multiplicative model of the form

$$Y = \beta_0 X_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} \dots E$$

by taking logarithms of both sides of the equation.

<sup>2</sup> The 174 observations were classified on the basis of husband's average annual earnings, YH, into three income groups. The lowest income group (lowest quartile) consists of 44 observations with YH less than \$3,974, the middle income group (middle two quartiles) consists of 86 observations with YH from \$3,974 to \$4,614, and the upper income group includes 44 observations with YH over \$4,614. These three groups are labelled L, M, and U, respectively.

Each line in Tables B.1 and B.2 shows the results of one regression equation: estimated coefficients and their t-values in parentheses, along with the coefficient of multiple determination ( $R^2$ ), the same coefficient corrected for degrees of freedom ( $\bar{R}^2$ ), and the standard deviation of residuals (SEE).

A few general comments are in order concerning the labour force participation rate and the regression results presented in Table B.1, before a detailed discussion of the empirical findings on a variable-by-variable basis is undertaken. The labour force participation by age-of-wife groups, as is indicated in Table V.1, is clearly dominated by the family life cycle pattern. The "two-peaked" participation profile, as was described in the previous chapter (page 62 and footnote 58), appears in this set of data as well.

**TABLE V. 1. Labour Force Participation Rates of Married Women:  
Canada 1961 and 1968**

Wife's age	All ages	< 25	25-34	35-44	45-54	55-64	65 +
Participation rates in 1961 .....	19.66	26.76	19.31	22.37	22.87	12.67	2.66
Participation rates in 1968 .....	27.74	40.30	27.30	29.87	32.08	20.85	2.87
% change .....	41.09	50.59	41.37	33.52	40.27	64.56	7.89

**Source:** Based on the data used in this study from the 1961 Census and SCF68 (the two sets of data are not strictly comparable).

The independent variables behaved consistently in all regressions (with minor exceptions) and most of them performed as theoretically expected. The overall explanatory power of the regression equations is quite large ( $\bar{R}^2$  ranges from .84 to .89) up to the age group 45-54, thereafter it is declining along with age indicating a larger element of random variation for the older age groups. The high explanatory power of the equations, compared with the regression equations using micro-data, is not a surprising result since aggregation tends to reduce the relative importance of neglected variables. Omission of insignificant variables from the "complete" equation and re-estimation of the model shows that the coefficients and t-values of the remaining variables demonstrate an amazing stability. This might be interpreted as indicating lack of serious multicollinearity between the omitted and remaining variables.

The male unemployment rate,<sup>3</sup> UN, at the area level was used as an independent variable to indicate the general economic conditions in the area. This variable permits the study and investigation of the "additional worker" hypothesis in relation to the "discouraged worker" hypothesis. The former hypothesis maintains that low economic activity will result in an influx of secondary workers, in particular married women, into the labour force in an attempt to maintain the income flow of the family when the bread-winner becomes unemployed. The latter hypothesis claims that when economic activity is declining, secondary workers become discouraged from entering the labour force and some workers leave the labour force. Now, it is believed that both forces operate at the same time and the "net" effect on the labour force participation rate depends on the relative strength of these two opposing forces. The sign and magnitude of the coefficient of UN is expected to represent the direction and magnitude of this "net" effect.<sup>4</sup>

The regression results presented in Table B.1 show that the variable UN carries a positive coefficient consistently (with the exception of the less than 25 age group), which lends support to the theory of the dominance of the additional worker effect. However, the coefficient is statistically insignificant in all regression equations indicating that the two opposing forces are cancelling out each other.

An examination of the data revealed that variable UN contained several observations of large values (over 8%, whereas the mean of UN is 3.61). This led us to fit the linear logarithmic equations in which the influence of extreme values is reduced.<sup>5</sup> The regression results, shown in Table B.2, indicate that the additional worker effect prevails. The unemployment variable carried a positive coefficient, consistently significant in the regression equations for all married women, and the 35-44, 55-64 age groups (only at the 10% level for the 35-44 age group). Moreover, the positive coefficient is close to significant at the 10 per cent level for the 45-54 age group. These results may be interpreted as indicating that the true relationship between unemployment rate and labour force participation of married women is positive but the presence of extreme values in UN clouds the statistical results in the arithmetic regression equations.

Cross-sectional and time series studies in the United States are generally in agreement that the discouraged worker effect predominates in the overall labour

---

<sup>3</sup> The comments on the explanatory variables refer to all age groups except the oldest one, 65 years old and over (see footnote 59 in Chapter IV).

<sup>4</sup> For the underlying theory of how UN is expected to capture both the additional and discouraged worker effects of cyclical variations of economic activity on the labour force participation, see (a) J. Mincer, "Labour-Force Participation and Unemployment: A Review of Recent Evidence", in *Prosperity and Unemployment*, R.A. Gordon and M.S. Gordon, eds., John Wiley and Sons Inc., New York, 1966, p. 77, and (b) G.G. Cain, *op. cit.*, pp. 63-64.

<sup>5</sup> All the variables in the logarithmic regressions were in logarithms to the base 10, except the regional dummies.

force, in most age-sex groups, and among married women.<sup>6</sup> In contrast, Canadian empirical studies provide conflicting results as it was pointed out in Chapter II.<sup>7</sup> In addition to those Canadian studies discussed in Chapter II, a study by Whittingham,<sup>8</sup> using Canadian cross-sectional data from the 1961 census, investigated changes in the labour force participation among Canadian married women in response to changes in labour market conditions. He found that the discouraged worker effect prevails overall. However, some evidence for the additional worker effect was found among wives with family responsibilities.

The findings of the current study conform more to the empirical results of the time series study by Officer and Andersen<sup>9</sup> in which they found that the additional worker effect prevails in all female age groups, with the exception of teenagers.

Theory suggests, and several empirical studies support,<sup>10</sup> the proposition that the "industrial structure" of an area affects the propensity of women to engage in market work, since employment opportunities for women and the nonpecuniary aspects associated with the jobs are dependent on it.

In the current study the percentage of the labour force (male and female) in an area which was employed in certain occupations — managerial, professional and technical, clerical and sales<sup>11</sup> — was used as a measure of employment opportunities for women, and as a proxy for the "industrial structure" of the area. A positive association was obviously expected between this variable, IM, and the labour force participation of married women.

The empirical results confirm this expectation. The coefficient of the variable IM consistently bears the expected positive sign, and it is statistically significant at the 5% level in the overall regression equation for married women, and at the 1% level in the regression equations for married women in the 25-34, 45-54, and 55-64, age brackets. Moreover, the variable becomes significant at the 1% level in the logarithmic regression equation for the less than 25 years old

---

<sup>6</sup> See Chapter II footnote 27 for references.

<sup>7</sup> For a brief discussion of the Canadian studies see Chapter II pages 18-19, and references cited there.

<sup>8</sup> F.J. Whittingham, "Additional and Discouraged Workers Among Married Women in Canada", unpublished Ph.D. dissertation, Queen's University, September, 1971.

<sup>9</sup> Officer and Andersen, *op. cit.*

<sup>10</sup> See: (a) N.B. Belloc, "Labour Force Participation and Employment Opportunities for Women", *Journal of the American Statistical Association*, September 1950, pp. 400-410. (b) P.S. Barth, "A Cross-Sectional Analysis of the Labor-Force Participation Rates in Michigan," *Industrial and Labor Relations Review*, January 1967, pp. 234-249. (c) Cain, *op. cit.*, (d) Bowen and Finegan, *op. cit.*

<sup>11</sup> These occupations, altogether, are heavy demanders of female labour. In 1961, 55.86% of the Canadian female labour force was in these occupations, compared with 30.33% of the male labour force in the same occupations. See, S. Ostry, *The Occupational Composition of the Canadian Labour Force*, *op. cit.*, Table 5, pp. 55-57.



group. The magnitude of the coefficients, in particular in the logarithmic regression equations, indicates that the "industrial structure" of the community is more important for the very young (less than 25) and old (55-64) wives.<sup>12</sup>

The average annual earnings of husband, variable YH, was used as a proxy for the family's income excluding wife's earnings. The theoretically expected negative relationship between YH and labour force participation of married women is strongly confirmed by the regression results. The coefficient of YH consistently carries a negative sign and is significant at the 1 per cent level in the "all-ages" and the age-of-wife regression equations except for the oldest age group.

A declining sensitivity of the labour force participation to husband's earnings along with increasing wife's age is revealed by the magnitude of the coefficient of YH in the regression equations by age-of-wife groups (e.g., an increment of \$1,000 in the annual earnings of husband, YH, will decrease the labour force participation rate of married women by 7% in the less than 25 age group, and only by 2% in the 55-64 age category). This differential response of participation of married women at different ages to changes of husband's earnings might be interpreted as a reflection of differences in family responsibilities over the family life cycle. A large negative effect of YH on the labour force status of young married women may be due to lack of good substitutes for the mother's care of young children in the child rearing age categories.

The market wage facing the wife was represented by the variable W, average annual earnings of full-time female wage earners. The statistical results conform to the expected positive relationship between W and labour force participation of wives. The variable bears a positive and statistically significant coefficient at the 1% level in all estimated equations (with the exception of those in the 55-64 age category, for which group the variable is significant only in the logarithmic equation - Table B.2). The magnitudes of the coefficients of W demonstrate a pattern similar to the one revealed by the coefficient of YH. Their size is steadily declining along with increasing wife's age. A plausible explanation might be, again, that this pattern reflects differences in the family life cycle (e.g., the wage effect might be expected to be stronger on young wives because of relatively stronger financial needs - investing in durable goods, etc., - and lower husband's earnings than their older counterparts).

An examination of the logarithmic regression coefficients of W and YH shows that the "wage" effect (coefficient of W) is stronger than the "income"

---

<sup>12</sup> Bowen and Finegan found similar results and their explanation for the importance of the "industry mix" for very young wives is that "lack of previous work experience makes the ready availability of female-type of jobs a crucial factor", and for the older wives that there is a "greater willingness of older wives to continue working (or to return to work) if they have job opportunities in industries where the work is generally lighter and more pleasant". See, Bowen and Finegan, *op. cit.*, pp. 75-76.

effect (coefficient of YH) in all age categories with the exception of the age group 35-44. It should be noted that the coefficient of W does not represent a “pure” substitution effect. It includes a negative income effect and a positive substitution effect (see equation III.19 in Chapter III). A “pure” substitution effect, in elasticity terms, can be derived from equations (III.17) and (III.19) of Chapter III.<sup>13</sup> Inserting into equation (V.III) the observed mean-values of the variables W and YH and their estimated coefficients from the “all-ages” logarithmic equation gives an estimate of the “pure” substitution effect in elasticity terms:

$$E\bar{W} = 1.59 - (-1.149) \frac{2510}{4481} = 2.40$$

Cain’s corresponding estimate, with United States 1960 census data, was 0.83.<sup>14</sup> In this differential of the wife’s wage substitution effect may lie part of the explanation of the more rapid increase of the labour force participation rates of Canadian wives in the last two decades. Of course, it is realized that the labour force participation rates of married women were much higher in the United States than in Canada at that period of time, which causes the  $E\bar{W}$  to be somewhat lower in the former country, other things equal.<sup>15</sup>

<sup>13</sup> Multiplication of both sides of equation (III.19) by  $W_W/(MW)$  and division of the last term by  $OY/OY$  yields:

$$E_W = E\bar{W} + E_{OY} \left[ \frac{(\hat{M}W) W_W}{OY} \right] \quad (V.I)$$

where  $E_W$  is the elasticity of the wife’s wage,  $W_W$ , on her labour supply,  $(MW)$ ,  $E\bar{W}$  is the same elasticity but after compensating the family income to offset changes in income that result from changes in  $W_W$ , and  $E_{OY}$  is the elasticity of  $(MW)$  with respect to  $OY$ .

Derivation from equation (III.17) of the effect of a change in husband’s wage rate,  $W_H$ , on the wife’s labour supply (under the assumption that the cross substitution effect is zero), multiplication of both sides of resulting equation by  $W_H/(MW)$  and division of the last term by  $OY/OY$  yields:

$$E_{YH} = E_{OY} \left[ \frac{(\hat{M}W) W_H}{OY} \right] \text{ or } E_{OY} = \frac{E_{YH} OY}{(\hat{M}W) W_H} \quad (V.II)$$

Using equation (V.II) and substituting into V.I gives:

$$E\bar{W} = E_W - E_{YH} \left[ \frac{(\hat{M}W) W_W}{(\hat{M}W)_H W_H} \right] \quad (V.III)$$

$E_W$  and  $E_{YH}$ , in practice, are the coefficients of the corresponding variables,  $W$  and  $YH$ , in the logarithmic equation,  $(\hat{M}W)_H W_H$  and  $(\hat{M}W) W_W$  are the husband’s and wife’s earnings respectively.

<sup>14</sup> Cain, *op. cit.*, p. 61.

<sup>15</sup> The participation rates in the United States were 22.90, 31.25, and 35.90 (the last figure refers only to married women 22 years old and over), in 1950, 1960, and 1967 respectively, showing a 36.5% and 14.9% change in the periods 1950-1960 and 1960-1967. Sources: Cain, *op. cit.*, p. 125, and Cohen et al., *op. cit.*, p. 215. The changes in the labour force participation rates of married women in Canada in the periods 1951-1961 and 1961-1968 were 96% and 41% respectively. See Tables I.1 and V.1.

Furthermore, it is worth commenting on the finding that the "wage" effect is weaker than the "income" effect in the logarithmic equations only in the 35-44 age group, which group includes most of the married women who "re-enter" the labour force, after their children have grown up and entered school. This finding is consistent with the changes in the participation rates shown in Table V.I – the same age group demonstrates the smallest increase in participation rates between 1961 and 1968.<sup>16</sup> Moreover, in the estimated equation for this age group (35-44) the variable IM is insignificant, whereas the variable EDW7 is highly significant and bears the largest coefficient, compared with the coefficient of the same variable in the regression equations for all the other age brackets. These results might be interpreted as indicating that labour market considerations are not so important as personal and household characteristics in determining the labour force behaviour of married women who are considering re-entrance into the labour force.

The variable constructed to represent other adults in the family,  $AD > 15$ , carries the hypothesized positive coefficient only in the regression equations for the two younger age groups, although statistically insignificant. In all other regression equations the coefficient of the variable contradicts the empirical results obtained from the analysis with micro-data: the coefficient, although significant, is negative. A speculative explanation might be that the variable stands as a proxy for something else: probably as a proxy for a female labour supply variable, and/or possibly the variable is capturing some of the effect of socio-cultural differences between different population groups. The former suggestion is based on the variable's simple correlation coefficient with variable W, in the "all-ages" sample,<sup>17</sup> which is negative and equal to  $-.664$ . The speculation that the variable is capturing some of the effect of socio-cultural differences is based on: (a) the simple correlation coefficient between  $AD > 15$  and RC which is  $.753$ , and (b) the fact that omission of the variable  $AD > 15$  from the "complete" equation in the "all-ages" case, and re-estimation of the equation (results are not shown) raised the coefficient of RC from  $-.06$  (t-value  $-2.64$ ) to  $-.09$  (t-value  $-4.19$ ).<sup>18</sup>

Variable EDW7, representing the wife's educational attainment, was introduced into the regression analysis with aggregative data in the hope of

---

<sup>16</sup> The largest change in the participation rates is observed in the 55-64 age bracket. This may be due to several reasons such as: (a) improved health conditions of old people in recent years, (b) reduced age discrimination, and (c) increased job opportunities for older women.

<sup>17</sup> It should be noticed that the simple correlation coefficients between  $AD > 15$  and W in the samples by the age-of-wife from the youngest to the oldest group are:  $-.01$ ,  $-.09$ ,  $-.72$ ,  $-.66$ ,  $-.65$ .

<sup>18</sup> In addition to these speculative explanations we should keep in mind the aggregation problem: as Gupta concludes in an empirical study "existence of aggregation bias can sometimes completely distort the sign and the magnitude of the macro parameters as compared with the corresponding micro parameters": see K.L. Gupta, "Aggregation Bias in Linear Economic Models", *International Economic Review*, June, 1971, pp. 293-305.

capturing the effect of nonpecuniary benefits of a job, which are not reflected in the wage rate (e.g., white collar occupations, open to educated women, associated with lighter and more pleasant work, and probably with more fringe benefits, would be more attractive than blue collar jobs even at a lower wage rate). The regression result confirms the expected positive association between education and labour force membership of married women. The coefficient of EDW7 is positive and statistically significant in the regressions for all married women and for married women in the age groups 35-44 and 45-54 (for the 55-64 age group the coefficient is significant only in the logarithmic equation). The variable fails to pass the test of significance in the regressions for the two younger age groups (< 25, 25-34) and the coefficient even bears a negative sign in the less than 25 age group. However, a possible explanation might be that women who were attending school were not excluded from the data used in the regression analysis.

The negative influence of the presence of young children in the family on the mother's labour force participation is supported by the empirical findings of this set of data as well as the micro-data. The variable CH5 carries a consistently negative and significant coefficient in the "all-ages" and in the estimated equations by age of wife (with the exception of the regression equations for married women in the 45-54 age bracket). This negative influence of presence of young children is stronger for younger wives (< 25 and 25-34) than for women over 35 years old. These findings are consistent with the empirical evidence obtained from the analysis with micro-data (see Chapter IV page 66) and previous empirical studies.<sup>19</sup>

The existence of socio-cultural differences between different population groups, which is assured by the bilingual and multicultural nature of Canada, should be expected to influence the labour force behaviour of married women, since socio-cultural differences affect the general attitude of the community towards market employment of married women and the role of wife and mother. The variable RC was used in order to capture the socio-cultural effect on the labour force membership of a large population group — Roman Catholic wives.<sup>20</sup> The hypothesized negative relationship between RC and labour force participation is confirmed by the regression results. The coefficient of the variable RC bears the expected negative sign and is highly significant in all regression equations.

Dummy variables, REG, representing the city's region, were introduced as independent variables into the regression analysis in order to capture some of the effects of a number of unquantifiable factors or of factors for which data were not available.<sup>21</sup> The effect of the REG variables on the labour force participation

---

<sup>19</sup> See S. Ostry, *The Female Worker in Canada*, *op. cit.*, p. 60.

<sup>20</sup> The reader is reminded that all the other population groups are not considered as having the same socio-cultural background, but that they are different from the one under consideration.

<sup>21</sup> In a vast country like Canada interregional differences should be expected in a number of factors. For a brief discussion concerning such factors, see Chapter IV page 58 and references cited there.



rate was expected to be positive, since the omitted one (reference category) was the dummy variable representing areas in Quebec – a region with the lowest participation rate.<sup>22</sup> This expectation is not completely confirmed by the estimated coefficients of the REG variables. The coefficients of REG1 and REG5, representing areas in the Atlantic Provinces and British Columbia respectively, are not significant in any regression equation, and in some of them their coefficients bear a negative sign.<sup>23</sup>

Three separate equations were estimated in an attempt to investigate the existence of differences in sensitivity of the labour force membership of married women in different income groups to changes in the explanatory variables. The husband's average annual earnings was the basis of separating the observations into three income groups<sup>24</sup> (see footnote 2 in this chapter), and the estimated equations – with and without regional dummy variables<sup>25</sup> – are presented in Table B.2.

The mean of the dependent variable reveals that the highest labour force participation of married women occurs in the M income group, 21.7%. The L income category demonstrates the lowest labour force membership of married women,<sup>26</sup> 16.3%, with the U income group having a labour force participation rate falling between the other two groups, 19.0%.<sup>27</sup>

The total explanatory power of each regression equation for the three income groups is quite high, as is indicated by both the  $R^2$  and  $\bar{R}^2$ , with the

---

<sup>22</sup> The labour force participation rates in Atlantic Provinces, Quebec, Ontario, Prairie Provinces, and British Columbia were: 17.7, 11.3, 26.6, 27.0, and 24.5 respectively in the 1961 census week.

<sup>23</sup> In an attempt to shed some light on this matter, we regressed REG5 against all the other independent variables of the "complete" equation in the "all-ages" case. An  $R^2$  of .72 was obtained, and the variables UN and RC were highly significant.

These two variables were dropped from the "complete" equation in the "all-ages" case and the equation was re-estimated. All the REG dummy variables were positive and statistically significant. These results might be interpreted as indicating that the coefficient of REG1 and REG5 are insignificant in the estimated equations (Table B.1), because other explanatory variables, in particular UN and RC, are capturing all the effect of interregional differences between Quebec and the regions represented by REG1 and REG5.

<sup>24</sup> It is realized that the separation of observations representing averages of areas, on the basis of husband's average annual earnings, is not an "ideal" way for investigating differential labour force behaviour patterns of married women in different income groups. However, we could not do any better with the available data.

<sup>25</sup> It should be noticed that L does not include any observation from British Columbia, and U does not include any observation from the Atlantic Provinces. For this reason only three dummy variables were used for the L and U income groups.

<sup>26</sup> Some reasons which might partly explain the low labour force participation rate of married women in the L income group have been discussed in Chapter IV, pages 66-67.

<sup>27</sup> This same pattern is demonstrated by the SCF68 data. The participation rates at the time of survey (April 1968) were: 22.9, 31.9, and 24.3 in the L, M, and U income categories respectively.

lowest explanatory power occurring in the regression equation for the M income category. Introduction of regional dummy variables into the model raised the explanatory power of the equations for the M and U groups by 6% and 4% respectively, but left unchanged the explanatory power of the regression equation for the L income category. However, introduction of the regional variables affected the behaviour and statistical significance of some variables in all three equations.<sup>28</sup>

An examination of the regression results reveals some interesting points. An insignificant but positive relationship exists between labour force participation and unemployment (variable UN) in the regression equations for all three income groups.<sup>29</sup> Estimates of the corresponding logarithmic equations (results are not shown) reveal that the relationship remains positive in all three equations, but it becomes statistically significant in the regression equation for the M income group. This finding might be interpreted as indicating that the additional worker effect dominates only in the M income group.

A Canadian study by Kunin<sup>30</sup> and a United States study by Parker and Shaw,<sup>31</sup> using cross-sectional census tracts data investigated both the discouraged and additional worker hypotheses. Their findings generally support the discouraged worker effect. However, both studies found some evidence for the additional worker effect. This effect existed in the higher income groups, for all females in the Canadian study and for married women in the United States study.

The effect of the area's "industrial structure" varies with the level of income. The coefficient of IM is consistently positive, and statistically significant except in the regression equation for the U income category, and its magnitude declines as we move from the L income group to the U income category. Perhaps this result indicates that the labour force participation rate is more a function of employment opportunities than the level of earnings in the lower income groups.

The regression results show that both variable YH and variable W have the appropriate signs and they are statistically significant with the exception of YH in the regression equation for the M income group, in which its coefficient is significant only at the 10% level. The magnitude of their coefficients reveals a declining sensitivity of the labour force membership of married women to both the husband's earnings and the market wage rate facing the wife with increasing income group.

---

<sup>28</sup> It should be noticed that multicollinearity exists in different degrees in the equations for the three income categories. As a consequence, the regression results should be affected in different degrees as well. For example, the simple correlation coefficients between YH and EDW7 in the L, M, and U income groups are: .27, .28, and .91 respectively.

<sup>29</sup> The comments refer to regression equations with regional dummy variables.

<sup>30</sup> Kunin, *op. cit.*

<sup>31</sup> J.E. Parker, and L.B. Shaw, "Labor Force Participation Within Metropolitan Areas", *Southern Economic Journal*, April, 1968.

A negative relationship exists between the participation rate and variable  $AD > 15$ . The coefficient of the variable is significant at the 10% level in the regression equations for the L and M income groups, and its magnitude declines along with increasing income category.

The results for the remaining three variables EDW7, CH5 and RC show that their coefficients carry the expected signs (except CH5 in the equation for the L income group), with EDW7 significant<sup>32</sup> only in the L income group and CH5 significant only in the M income category.<sup>33</sup>

Recapitulating, in this chapter the regression results presented in Appendix B which were obtained from the application of the model developed in Chapter III to macro-data from the 1961 census have been discussed. The empirical evidence supported the postulated hypotheses concerning the relationships between the wife's labour force membership and labour market variables as well as socio-cultural factors. Furthermore, the findings supported most of the hypothesized relationships between individual and household characteristics and the labour force status of Canadian married women. The results obtained from the equations controlled for the wife's age and level of income demonstrated substantial differential labour force participation rates, and differential impact and significance of explanatory variables on the labour force status of married women among different age and income groups.

In the next chapter a brief summary of the study is presented along with the conclusions concerning the factors affecting the decision of Canadian married women to seek market employment, and some implications of the study for policy purposes.

---

<sup>32</sup> The reader is reminded that multicollinearity exists in different degrees in the equations for the three income groups (see footnote 28 in this chapter).

<sup>33</sup> The negative impact of the factor representing child status, CH, on the participation rate was stronger in the regression equation for the middle income group in the analysis with micro-data as well (see Chapter IV page 67).





## CHAPTER VI

### SUMMARY, CONCLUSIONS AND IMPLICATIONS

This study has been concerned with the investigation and assessment of the magnitude and direction of several factors which might affect the decision of Canadian married women in allocating their working time between market work and non-market activities. The literature concerning labour supply was reviewed and a brief summary presented in Chapter II. Theoretical suggestions and empirical findings of many previous studies were used in the foundation of the current study.

A model, based on the consumer choice theoretical framework, was developed to examine the influence of certain factors on the quantity of labour supplied to the market by married women, in a family context. Hypotheses concerning the relationships of these factors and the labour force behaviour of married women were postulated and then tested by using regression techniques against two bodies of cross-sectional data; disaggregated data from the 1968 Survey of Consumer Finances (SCF68), and aggregative data from the 1961 Census of Canada. Only one dimension, labour force participation, of the multidimensional labour supply was analyzed.

The empirical findings confirmed most of the postulated hypotheses, and many of the findings of the current study are consistent with the results of previous studies both in Canada and the United States. However, there are some noticeable differences between this study and previous relevant studies in the specification of the model and the performance and interpretation of explanatory variables.

Findings of this analysis indicate that home ownership has a negative influence on the wife's propensity to be in the labour force, and the presence of adults, other than husband and wife, in the family positively affects the wife's probability of engaging in market work. However, the latter statement is not supported by the analysis of macro-data. Moreover, evidence from the study suggests that the husband's labour force status affects the wife's labour force behaviour. The wife is more likely to be in the labour force if her husband is unemployed than if he is employed. The strength of this effect depends on the duration of husband's unemployment, his weekly earnings, and the "normal" level of family income excluding wife's earnings. The husband's labour force status "not in the labour force" negatively affects the wife's labour force membership.

The findings support the conclusion that there is, for all levels of income, a negative relationship between the wife's labour force participation and measures of the family's income excluding wife's earnings. However, the magnitude of the effect of a change in income on the wife's labour force participation is small for low income levels (below \$6,000) and much stronger at the upper end of the

income scale. Furthermore there is clear evidence consistent with previous studies that the presence of young children, in particular preschoolers, in the family is a strong deterrent to mother's labour force membership.

The region and place (urban-rural) of a family's residence are factors affecting the wife's decision concerning her labour force status. The results show that married women in eastern Canada, particularly Quebec, have the lowest propensity to participate in the labour force and that married women in the Prairie provinces demonstrate the highest tendency to engage in market work. In addition, urban women demonstrate a stronger propensity to participate in the labour force than their rural counterparts. Also, for urban wives, the size of the center in which they reside does not appear to have a substantial influence on their decision to enter the labour force.

The labour force membership of married women varies directly with their formal education. The analysis with micro-data, where the wife's education was used as a proxy for her market potential earnings, reveals a remarkable pattern of increasing labour force participation with rising educational level. Moreover, even when education was used as a proxy for the nonpecuniary aspects of a job, supplementing the wife's market wage variable, the findings indicate a positive relationship between wife's education and her propensity to be in the labour force.

The wife's age appears to have an important bearing on her labour force behaviour. The empirical evidence demonstrates, in a very regular pattern, that increasing age diminishes the wife's probability of being in the labour force. Furthermore, the findings indicate that the wife's immigration status (immigrant, or Canadian-born) affects the decision concerning her labour force status. The immigrant wife demonstrates a different pattern of market work, with a higher labour force membership than her Canadian-born counterpart until she is integrated into the Canadian social and cultural stream. The immigrant wives' differential pattern of market work is affected by the length of time they live in Canada and their age at the time of immigration. In addition, there is evidence that the family's social values and attitudes towards the wife's market employment, represented by the husband's occupation, affect the wife's labour force status.

The results, when the overall sample is disaggregated by the wife's age, family's income, and family's residence (metropolitan, non-metropolitan, and region), show that these factors exert a substantial influence on the relationships between labour force participation and independent variables. Labour force participation varies and demonstrates differential sensitivity to the explanatory variables among different groups.

Moreover, results from the analysis with aggregative data reveal that married women tend to participate more in the labour force in areas with an "industrial structure" demanding more female labour. The market wage rate facing the wife

exerts a positive effect on the wife's propensity to engage in market work, and the magnitude of this positive "wage" effect is larger than the magnitude of the negative "income" effect represented by the coefficient of the family's income variable. In addition, the findings support the conclusion that the existence of differences in socio-cultural background among different population groups strongly affects the decision of married women to seek market employment.

A final interesting finding from the analysis with the 1961 census aggregative data is that the results support a positive association between labour force participation of married women and variations in general economic conditions, represented by the city male unemployment rate. This positive association is statistically significant, as indicated by the estimated logarithmic equations, for married women of "all ages" and certain age groups (35-44, 55-64). These findings give support to the overall prevalence of the "additional worker" effect for this population group, which is consistent with the findings of Canadian time series studies, but contradictory to the results of relevant studies in the United States and previous cross-sectional Canadian studies.

The current study has shed some light on the understanding of how certain factors affect and motivate the wife's decision to participate or not to participate in the labour force. In addition, the empirical part of the study has quantified the effect of these factors on the wife's labour force participation. This qualification and quantification of the relationships between labour force participation and factors affecting the participation rate was the main purpose of this study.

Studies of labour supply which deal with both the qualification and quantification of these relationships could be very useful in formulating economic policy because, apart from a pure academic interest, these studies have important policy implications; a few of which are discussed in the following paragraphs in concluding the study.

The direction and magnitude of the net response of the overall labour force and its subgroups to changes in economic conditions is of vital importance to policy makers. For example, a highly positive relationship between the overall labour force participation rate and the unemployment rate would lead to rapid manpower shortages in case of economic expansions and high rates of unemployment in periods of economic recessions.

Knowledge of the sensitivity of the labour force participation of married women to changes in a number of variables could also assist policy makers in formulating intelligent economic policy which would result in pulling secondary workers, in particular married women from low income families, into the labour force as a means of combating poverty.

Moreover, predicting and/or controlling labour force participation rates, which is necessary for successful economic planning, requires knowledge of both the qualitative and quantitative aspects of the relationships between labour force participation and the factors affecting the participation rates.





## BIBLIOGRAPHY

- Allen, R.G.D., *Mathematical Economics*, MacMillan Co., Ltd., (2nd ed.), London, 1963.
- Allingham, J.D. and Spencer, D.G., Special Labour Force Studies, Series B, No. 2, *Women Who Work: Part 2, Married Women in the Labour Force: The Influence of Age, Education, Child-Bearing Status, and Residence*, Queen's Printer, Ottawa, 1968.
- Allingham, J.D., Dominion Bureau of Statistics, Special Labour Force Studies, No. 5, *Women Who Work: Part 1, The Relative Importance of Age, Education and Marital Status for Participation in the Labour Force*, Queen's Printer, Ottawa, 1967.
- Bartemeir M.D., L., "The Children of Working Mothers: A Psychiatrist's View" in National Manpower Council, *Work in the Lives of Married Women*, Columbia University Press, New York, 1958.
- Barth, P.S., "A Cross-Sectional Analysis of the Labor Force Participation Rates in Michigan", *Industrial and Labor Relations Review*, January 1967.
- Becker, G.S., "A Theory of the Allocation of Time", *The Economic Journal*, September, 1965.
- Belloc, N.B., "Labour Force Participation and Employment Opportunities for Women", *Journal of the American Statistical Association*, September, 1950.
- Boulding, K.E., *Economic Analysis*, (3rd ed.), Harper and Row Publishers, New York, 1955.
- Bowen, W.G. and Finegan, T.A., "Educational Attainment and Labour Force Participation", *American Economic Review, Papers and Proceedings of the American Economic Assoc.*, May, 1966.
- Bowen, W.G. and Finegan, T.A., "Labor Force Participation and Unemployment", in A.M. Ross (Ed.), *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley, 1965.
- Bowen, W.G. and Finegan, T.A., *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press, Princeton, 1969.
- Break, G.F., "Income Taxes, Wage Rates, and the Incentive to Supply Services", *National Tax Journal*, December, 1953.
- Cain, G.G., *Married Women in the Labor Force*, University of Chicago Press, Chicago, 1966.
- Cohen, M.S., Rea, S.A., and Lerman, R.I., *A Micro-Model of Labor Supply*, B.L.S. Staff Paper 4, U.S. Department of Labor, 1970.
- Davis, N.H.W. and Guptas, M.L., Dominion Bureau of Statistics, Special Labour Force Studies, No. 6, *Labour Force Characteristics of Post-War Immigrants, 1956-67*, Queen's Printer, Ottawa, 1968.
- Dernburg, T. and Strand, K., "Hidden Unemployment 1953-62: A Quantitative Analysis by Age and Sex", *American Economic Review*, March, 1966.
- Denton, F.T., *An Analysis of Interregional Differences in Manpower Utilization and Earnings*, Economic Council of Canada, Staff Study No. 15, Queen's Printer, Ottawa, April, 1966.

- Douglas, P.H., *The Theory of Wages*, Kelley and Millman, Inc., New York, 1957, (1st. ed. 1934).
- Elkin, F., *The Family in Canada*, Canadian Conference on the Family, 55 Parkdale Avenue, Ottawa, April, 1964.
- Finegan, T.A., "Communication; The Backward-Sloping Supply-Curve", *Industrial and Labor Relations Review*, 1962.
- Finegan, T.A., "Hours of Work in the United States: A Cross-Sectional Analysis", *Journal of Political Economy*, October, 1962.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton for NBER, 1957.
- Friedman, M., *Price Theory*, Aldine, Chicago, 1962.
- Goldberger, A.G., *Econometric Theory*, John Wiley and Sons Inc., New York, 1964.
- Goldberger, A.G., *Topics in Regression Analysis*, The MacMillan Company, New York, 1968.
- Green, H.A.J., *Aggregation in Economic Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1964.
- Gupta, K.L., "Aggregation Bias in Linear Economic Models", *International Economic Review*, June, 1971.
- Henderson, J.M. and Quandt, R.T., *Microeconomic Theory*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1958.
- Hicks, J.R., *Value and Capital*, Oxford, at the Clarendon Press, (2nd ed.), 1962.
- Humphrey, D.D., "Alleged 'Additional Workers' in the Measurement of Unemployment", *Journal of Political Economy*, October, 1940.
- Hunter, L.C., "Cyclical Variation in the Labour Supply: British Experience 1951-60", *Oxford Economic Papers*, (New Series), July, 1963.
- Knight, F.H., *Risk Uncertainty and Profit*, Houghton Millfin Co., New York, 1921.
- Kosters, M., "Income and Substitution Parameters in a Family Labour Supply Model", Unpublished Ph.D. dissertation, Department of Economics, University of Chicago, 1966.
- Kunin, R., "Labour Force Participation Rates and Poverty in Canadian Metropolitan Areas", Unpublished Ph.D. dissertation, Department of Economics, University of British Columbia, April, 1970.
- Lewis, H.G., "Hours of Work and Hours of Leisure", *Proceedings of the Industrial Relations Research Association*, 1957.
- Long, C.D., "The Labour Force and Economic Changes", in *Insights Into Labor Issues*, R.A. Lester and J. Shisters, eds., MacMillan Co., New York, 1948.

- Long, C.D., *The Labour Force Under Changing Income and Employment*, Princeton University Press for National Bureau of Economic Research, New York, 1958.
- Long, C.D., "Comment", in *Aspects of Labour Economics*, A Conference of the Universities - National Bureau Committee for Economic Research, Princeton University Press, Princeton, 1962.
- Maecoby, E.E., "Effects Upon Children of their Mother's Outside Employment", in National Manpower Council, *Work in the Lives of Married Women*, Columbia University Press, New York, 1958.
- Marshall, A., *Principles of Economics*, 8th ed., MacMillan and Co., London, 1964, (1st ed. 1890).
- Melichar, E., "Least Squares Analysis of Economic Survey Data", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1965.
- Mincer, J., "Labor Force Participation of Married Women", in *Aspects of Labour Economics*, A Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research, Princeton University Press, 1962.
- Mincer, J., "Labor Force Participation and Unemployment: A Review of Recent Evidence", in *Prosperity and Unemployment*, R.A. Gordon and M.S. Gordon eds., John Wiley and Sons Inc., New York, 1966.
- Morgan, J.N. and Sonquist, J.A., "Problems in the Analysis of Survey Data and a Proposal", *Journal of the American Statistical Association*, June, 1963.
- Officer, L.H. and Andersen, P.R., "Labour Force Participation in Canada", *Canadian Journal of Economics*, February, 1970.
- Ostry, S., *The Female Worker in Canada*, 1961 Census Monograph, Queen's Printer, Ottawa, 1968.
- Ostry, S., *Provincial Differences in Labour Force Participation*, Dominion Bureau of Statistics, 1961 Census Monograph, Queen's Printer, 1968.
- Parker, J.E. and Shaw, L.B., "Labor Force Participation Within Metropolitan Areas", *Southern Economic Journal*, April, 1968.
- Perlman, R., *Labor Theory*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1969.
- Proulx, Pierre-Paul, "La variabilité cyclique des taux de participation à la main-d'oeuvre au Canada", *Canadian Journal of Economics*, May 1969.
- Robbins, L., "On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort", *Economica*, 1930.
- Robinson, W.S., "Ecological Correlation and the Behaviour of Individuals", *American Sociological Review*, 1950.
- Rocher, G., "Pattern and Status of French Canadian Women", *International Social Science*, Vol. XIV, No. 1, 1962.

- Rosett, R.N., "Working Wives: An Econometric Study", in *Studies in Household Economic Behaviour*, ed. T.F. Dernburg *et al.*, Yale University Press, New Haven, 1958.
- Rothschild, K.W., *The Theory of Wages*, Oxford, Basil Blackwall, 1965.
- Samuelson, P.A., "Social Indifference Curves", *Quarterly Journal of Economics*, February, 1956.
- Schoenbury, E.H. and Douglas, P.H., "Studies in the Supply Curve of Labor: The Relation in 1929 Between Average Earnings in American Cities and the Proportions Seeking Employment", *Journal of Political Economy*, February, 1937.
- Scitovsky, T., *Welfare and Competition*, Richard D. Irvin, Inc., Chicago, 1951.
- Smuts, R., "The Meaning of Historical Statistics of the Female Labour Force", *Journal of the American Statistical Association*, March, 1960.
- Spencer, B.G. and Featherstone, D.C., Special Labour Force Studies, Series B. No. 4, *Married Female Labour Force Participation: A Micro Study*, Queen's Printer, Ottawa, 1970.
- Spencer, B.G., *Determinants of the Labour Force Participation of Married Women: A Micro-Study of Toronto Households*, Working Paper No. 72-08, Department of Economics, McMaster University, Hamilton, Ontario, March, 1972.
- Strand, K. and Dernburg, T., "Cyclical Variations in Civilian Labor Force Participation", *Review of Economics and Statistics*, November, 1964.
- Swidinsky, R., "A Note on Labour Force Participation and Unemployment", *Canadian Journal of Economics*, February, 1970.
- Taylor, N.W., "French Canadians as Industrial Entrepreneurs", *Journal of Political Economy*, February, 1960.
- Tella, A., "Labor Force Sensitivity to Employment by Age, Sex", *Industrial Relations*, February, 1965.
- Theil, H., *Linear Aggregation of Economic Relations*, North Holland Publishing Co., Amsterdam, 1954.
- Theil, H., *Principles of Econometrics*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1971.
- Vatter, H.G., "On the Folklore of the Backward-Sloping Supply Curve", *Industrial and Labor Relations Review*, 1961.
- Whittingham, F.J., "Additional and Discouraged Workers Among Married Women in Canada", unpublished Ph.D. dissertation, Queen's University, September, 1971.
- Woytinsky, W.S., "Additional Workers and the Volume of Unemployment in the Depression", *Social Science Research Council*, Pamphlet Series 1, Washington, 1940.
- Woytinsky, W.S., *Three Aspects of Labour Dynamics*, Social Science Research Council, Washington, 1942.



## APPENDIX A

### VARIABLE NAMES AND DEFINITIONS AND REGRESSION EQUATIONS BASED ON SCF68 DATA

Variables Used in Analysis of Labour Force Participation of Married Women with Micro-Data from the 1968 Survey of Consumer Finances.

Variable Name	Definition
MW	— (dependent variable) labour force dummy = 1 if the wife was in the labour force sometime in 1967; 0 otherwise.
I-W	— total family income (before-tax) excluding wife's earnings: dummy variables
I-W 1	= 1 if $I-W \leq 1,999$ ; 0 otherwise
I-W 2	= 1 if $2,000 \leq I-W \leq 2,999$ ; 0 otherwise
I-W 3	= 1 if $3,000 \leq I-W \leq 3,999$ ; 0 otherwise
I-W 4	= 1 if $4,000 \leq I-W \leq 4,999$ ; 0 otherwise
I-W 5	= 1 if $5,000 \leq I-W \leq 5,999$ ; 0 otherwise
I-W 6	= 1 if $6,000 \leq I-W \leq 6,999$ ; 0 otherwise
I-W 7	= 1 if $7,000 \leq I-W \leq 7,999$ ; 0 otherwise
I-W 8	= 1 if $8,000 \leq I-W \leq 8,999$ ; 0 otherwise
I-W 9	= 1 if $9,000 \leq I-W \leq 9,999$ ; 0 otherwise
I-W10	= 1 if $10,000 \leq I-W \leq 10,999$ ; 0 otherwise
I-W11	= 1 if $I-W \geq 11,000$ ; 0 otherwise
RES	— residence of the family: dummy variables
RES1	= 1 if residence in a Metropolitan centre (centres with population over 30,000); 0 otherwise
RES2	= 1 if residence in a city with population 15,000-29,999; 0 otherwise
RES3	= 1 if residence in an urban area (centres with population under 15,000); 0 otherwise
RES4	= 1 if residence in a rural area; 0 otherwise
REG	— region of residence of the family: dummy variables
REG1	= 1 if residence in Atlantic provinces; 0 otherwise
REG2	= 1 if residence in Quebec; 0 otherwise
REG3	= 1 if residence in Ontario; 0 otherwise

REG4 = 1 if residence in Prairie Provinces; 0 otherwise  
REG5 = 1 if residence in British Columbia; 0 otherwise

OCCH — occupation of husband in 1967: dummy variables

OCCH1 = 1 if managerial; 0 otherwise  
OCCH2 = 1 if professional, technical; 0 otherwise  
OCCH3 = 1 if clerical; 0 otherwise  
OCCH4 = 1 if sales; 0 otherwise  
OCCH5 = 1 if service, recreation; 0 otherwise  
OCCH6 = 1 if transportation, communication; 0 otherwise  
OCCH7 = 1 if craftsman, production process and related workers;  
0 otherwise  
OCCH8 = 1 if "Blue collar" — all Blue collar occupations except those  
in OCCH5 to OCCH7; 0 otherwise

EDW — education of wife: dummy variables

EDW1 = 1 if no schooling or some elementary school; 0 otherwise  
EDW2 = 1 if finished elementary school; 0 otherwise  
EDW3 = 1 if some high school; 0 otherwise  
EDW4 = 1 if finished high school; 0 otherwise  
EDW5 = 1 if some college or university; 0 otherwise  
EDW6 = 1 if university degree; 0 otherwise

AGE — age of wife: dummy variables

AGE1 = 1 if less than 25 years old; 0 otherwise  
AGE2 = 1 if  $25 \leq \text{AGE} \leq 34$ ; 0 otherwise  
AGE3 = 1 if  $35 \leq \text{AGE} \leq 44$ ; 0 otherwise  
AGE4 = 1 if  $45 \leq \text{AGE} \leq 54$ ; 0 otherwise  
AGE5 = 1 if  $55 \leq \text{AGE} \leq 64$ ; 0 otherwise  
AGE6 = 1 if  $\text{AGE} \geq 65$ ; 0 otherwise

IMS — immigration status of wife: dummy variables

IMS1 = 1 if born in Canada; 0 otherwise  
IMS2 = 1 if immigrant, landed before 1946; 0 otherwise  
IMS3 = 1 if immigrant, landed from 1946 to 1964; 0 otherwise  
IMS4 = 1 if immigrant, landed after 1964; 0 otherwise  
IMS5 = 1 if not ascertained; 0 otherwise

CH – children status: dummy variables

CH1 = 1 if only children under 6 years old; 0 otherwise

CH2 = 1 if only children 6 to 15 years old; 0 otherwise

CH3 = 1 if children of both CH1 and CH2; 0 otherwise

CH4 = 1 if no children under 16 years old; 0 otherwise

OWH – dummy variable = 1 if family owns the home; 0 otherwise

AD – number of adults in the family, other than husband and wife

HWU – husband's weeks unemployed in 1967

HDNW – dummy variable = 1 if husband did not work in 1967; 0 otherwise

**TABLE A.1. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

Const. term	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.670 (25.35)	- 0.035 (- 4.09)	0.055 (11.27)	- 0.0003 (- 0.60)	- 0.164 (- 8.63)	0.023 REG1 (2.02)	0.056 RES1 (5.45)
					0.114 REG3 (10.89)	0.062 RES2 (4.27)
					0.134 REG4 (11.62)	0.054 RES3 (4.22)
Age group: All ages  Mean of dep. var. = 0.365  N = 15,557 F = 86.41 R <sup>2</sup> = 0.2004 $\bar{R}^2$ = 0.1981 SEE = 0.4310					0.088 REG5 (6.45)	F = 11.52
					F = 50.67	
0.735 (9.66)	- 0.042 (- 1.78)	0.083 (2.20)	- 0.0026 (- 1.59)	- 0.268 (- 2.26)	0.021 REG1 (0.63)	0.126 RES1 (4.08)
					0.037 REG3 (1.25)	0.064 RES2 (1.52)
					0.035 REG4 (1.12)	0.081 RES3 (2.09)
Age group: Less than 25  Mean of dep. var. = 0.599  N = 1784 F = 21.17 R <sup>2</sup> = 0.3269 $\bar{R}^2$ = 0.3115 SEE = 0.4067					- 0.027 REG5 (- 0.72)	F = 5.78
					F = 1.15	



**TABLE A. 1. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

I - W	OCCH	EDW	IMS	CH	AGE	
- 0.047I-W2 (- 2.48)	- 0.038 OCCH2 (- 2.47)	0.033 EDW2 (2.78)	- 0.023 IMS2 (- 1.38)	- 0.341 CH1 (- 26.52)	- 0.098 AGE2 (- 7.21)	
- 0.064I-W3 (- 3.40)	0.040 OCCH3 (2.18)	0.106 EDW3 (9.70)	0.047 IMS3 (3.35)	- 0.123 CH2 (- 11.31)	- 0.173 AGE3 (- 11.40)	
- 0.078 I-W4 (- 4.20)	0.026 OCCH4 (1.38)	0.182 EDW4 (15.00)	0.013 IMS4 (0.45)	- 0.337 CH3 (- 27.34)	- 0.278 AGE4 (- 17.49)	
- 0.082I-W5 (- 4.45)	0.015 OCCH5 (0.86)	0.287 EDW5 (15.13)	0.027 IMS5 (3.37)	F = 336.92	- 0.422 AGE5 (- 23.97)	
- 0.127 I-W6 (- 6.68)	- 0.017 OCCH6 (- 1.04)	0.300 EDW6 (12.21)	F = 5.88		- 0.579 AGE6 (- 26.07)	
- 0.173 I-W7 (- 8.77)	- 0.008 OCCH7 (- 0.65)	F = 84.13				F = 171.96
- 0.180 I-W8 (- 8.56)	- 0.068 OCCH8 (- 4.20)					
- 0.213 I-W9 (- 9.35)	F = 7.28					
- 0.242I-W10 (- 9.80)						
- 0.336 I-W11 (- 16.09)						
F = 41.15						
- 0.050 I-W2 (- 0.94)	- 0.002 OCCH2 (- 0.03)	0.033 EDW2 (0.72)	0.106 IMS2 (0.57)	- 0.429 CH1 (- 19.46)		
- 0.047I-W3 (- 0.97)	0.014 OCCH3 (0.28)	0.131 EDW3 (3.42)	- 0.001 IMS3 (- 0.01)	0.134 CH2 (0.97)		
- 0.088 I-W4 (- 1.86)	0.000 OCCH4 (0.00)	0.229 EDW4 (5.65)	- 0.104 IMS4 (- 1.79)	- 0.417 CH3 (- 8.40)		
- 0.052I-W5 (- 1.08)	0.020 OCCH5 (0.34)	0.225 EDW5 (4.04)	0.014 IMS5 (0.66)	F = 130.99		
- 0.120 I-W6 (- 2.40)	- 0.061 OCCH6 (- 1.24)	0.276 EDW6 (3.95)	F = 1.09			
- 0.130 I-W7 (- 2.33)	- 0.027 OCCH7 (- 0.65)	F = 10.41				
- 0.118 I-W8 (- 1.80)	- 0.127 OCCH8 (- 2.59)					
- 0.260 I-W9 (- 3.27)	F = 2.29					
- 0.210 I-W10 (- 1.92)						
- 0.429 I-W11 (- 4.52)						
F = 3.39						

**TABLE A. 2. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

Const. term	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.501 (8.63)	- 0.029 (- 1.87)	0.112 (5.66)	- 0.0015 (- 1.29)	- 0.103 (- 1.49)	0.042 REG1 (1.88)	0.076 RES1 (3.72)
Age group: 25-34 Mean of dep. var. = 0.376 N = 3949 F = 23.58 $R^2 = 0.1944$ $\bar{R}^2 = 0.1862$ SEE = 0.4371					0.112 REG3 (5.48)	0.080 RES2 (2.71)
					0.142 REG4 (6.19)	0.085 RES3 (3.20)
					0.063 REG5 (2.32)	F = 5.49
					F = 12.33	
0.513 (8.39)	- 0.015 (- 0.80)	0.056 (6.70)	0.0005 (0.40)	- 0.258 (- 4.50)	- 0.025 REG1 (- 1.06)	0.036 RES1 (1.64)
Age group: 35-44 Mean of dep. var. = 0.367 N = 3793 F = 17.64 $R^2 = 0.1583$ $\bar{R}^2 = 0.1493$ SEE = 0.4447					0.137 REG3 (6.35)	0.104 RES2 (3.31)
					0.161 REG4 (6.73)	- 0.002 RES3 (- 0.07)
					0.172 REG5 (5.95)	F = 4.40
					F = 26.44	

**TABLE A.2. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

I-W	OCCH	EDW	IMS	CH
0.053 I-W2 (1.06)	- 0.015 OCCH2 (- 0.52)	0.040 EDW2 (1.44)	- 0.081 IMS2 (- 0.66)	- 0.450 CH1 (- 16.98)
0.039 I-W3 (0.86)	0.043 OCCH3 (1.16)	0.156 EDW3 (6.24)	0.001 IMS3 (0.03)	- 0.239 CH2 (- 7.81)
0.026 I-W4 (0.60)	0.055 OCCH4 (1.47)	0.220 EDW4 (8.17)	0.050 IMS4 (1.10)	- 0.474 CH3 (- 17.90)
0.011 I-W5 (0.26)	0.070 OCCH5 (1.97)	0.335 EDW5 (8.49)	0.055 IMS5 (3.48)	F = 140.89
- 0.016 I-W6 (- 0.37)	0.011 OCCH6 (0.33)	0.335 EDW6 (7.28)	F = 3.43	
- 0.100 I-W7 (- 2.26)	0.017 OCCH7 (0.69)	F = 25.58		
- 0.120 I-W8 (- 2.57)	0.015 OCCH8 (0.46)			
- 0.139 I-W9 (- 2.78)	F = 1.27			
- 0.177 I-W10 (- 3.14)				
- 0.229 I-W11 (- 4.63)				
F = 9.60				
- 0.079 I-W2 (- 1.37)	- 0.112 OCCH2 (- 3.71)	0.049 EDW2 (1.97)	- 0.018 IMS2 (- 0.38)	- 0.279 CH1 (- 7.35)
- 0.015 I-W3 (- 0.28)	0.061 OCCH3 (1.62)	0.130 EDW3 (5.75)	0.073 IMS3 (2.89)	- 0.129 CH2 (- 5.52)
- 0.072 I-W4 (- 1.40)	- 0.057 OCCH4 (- 1.53)	0.190 EDW4 (7.35)	0.049 IMS4 (0.70)	- 0.304 CH3 (- 12.46)
- 0.115 I-W5 (- 2.28)	- 0.021 OCCH5 (- 0.60)	0.309 EDW5 (7.75)	0.021 IMS5 (1.23)	F = 68.18
- 0.179 I-W6 (- 3.48)	- 0.041 OCCH6 (- 1.26)	0.305 EDW6 (5.84)	F = 2.36	
- 0.191 I-W7 (- 3.66)	- 0.041 OCCH7 (- 1.78)	F = 19.78		
- 0.174 I-W8 (- 3.26)	- 0.099 OCCH8 (- 3.11)			
- 0.237 I-W9 (- 4.21)	F = 4.33			
- 0.306 I-W10 (- 5.28)				
- 0.371 I-W11 (- 6.95)				
F = 13.34				

**TABLE A.3. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

Const. term	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.363 (6.13)	- 0.003 (- 0.16)	0.035 (3.67)	0.0006 (0.43)	- 0.175 (- 3.91)	0.013 REG1 (0.46)	0.067 RES1 (2.58)
					0.136 REG3 (5.05)	0.024 RES2 (0.67)
					0.148 REG4 (5.05)	0.116 RES3 (3.73)
					0.105 REG5 (3.06)	F = 5.08
Age group: 45-54					F = 11.39	
Mean of dep. var. = 0.390						
N = 3026						
F = 8.42						
R <sup>2</sup> = 0.1014						
R̄ <sup>2</sup> = 0.0894						
SEE = 0.4655						
0.335 (5.59)	- 0.044 (- 1.62)	0.037 (2.86)	0.002 (1.39)	- 0.187 (- 4.47)	0.019 REG1 (0.58)	0.019 RES1 (0.64)
					0.110 REG3 (3.39)	0.033 RES2 (0.78)
					0.138 REG4 (3.94)	0.036 RES3 (1.03)
					0.106 REG5 (2.65)	F = 0.43
Age group: 55-64					F = 6.06	
Mean of dep. var. = 0.265						
N = 1822						
F = 4.89						
R <sup>2</sup> = 0.0921						
R̄ <sup>2</sup> = 0.0733						
SEE = 0.4247						



**TABLE A.3. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

I-W	OCCH	EDW	IMS	CH
- 0.147 I-W2 (- 2.74)	- 0.004 OCCH2 (- 0.09)	0.030 EDW2 (1.07)	0.027 IMS2 (0.69)	- 0.026 CH1 (- 0.43)
- 0.163 I-W3 (- 3.23)	0.039 OCCH3 (0.97)	0.079 EDW3 (3.01)	0.088 IMS3 (2.56)	- 0.072 CH2 (- 3.94)
- 0.129 I-W4 (- 2.64)	0.063 OCCH4 (1.43)	0.159 EDW4 (5.46)	0.043 IMS4 (0.40)	- 0.187 CH3 (- 4.69)
- 0.138 I-W5 (- 2.80)	0.034 OCCH5 (0.89)	0.310 EDW5 (6.64)	0.030 IMS5 (1.52)	F = 10.16
- 0.191 I-W6 (- 3.83)	0.041 OCCH6 (1.02)	0.314 EDW6 (4.78)	F = 1.95	
- 0.223 I-W7 (- 4.40)	0.040 OCCH7 (1.48)	F = 14.45		
- 0.255 I-W8 (- 4.76)	- 0.022 OCCH8 (- 0.59)			
- 0.235 I-W9 (- 4.24)	F = 1.05			
- 0.256 I-W10 (- 4.38)				
- 0.397 I-W11 (- 7.75)				
F = 8.89				
- 0.069 I-W2 (- 1.70)	- 0.080 OCCH2 (- 1.50)	0.046 EDW2 (1.60)	- 0.054 IMS2 (- 1.65)	
- 0.163 I-W3 (- 3.78)	0.018 OCCH3 (0.34)	0.107 EDW3 (3.66)	0.040 IMS3 (0.82)	
- 0.156 I-W4 (- 3.65)	0.087 OCCH4 (1.43)	0.186 EDW4 (5.43)	0.008 IMS4 (0.04)	
- 0.150 I-W5 (- 3.45)	0.010 OCCH5 (0.20)	0.337 EDW5 (5.66)	0.009 IMS5 (0.39)	
- 0.186 I-W6 (- 3.77)	0.008 OCCH6 (0.13)	0.308 EDW6 (3.73)	F = 1.09	
- 0.255 I-W7 (- 4.81)	- 0.019 OCCH7 (- 0.51)	F = 11.06		
- 0.264 I-W8 (- 4.71)	- 0.146 OCCH8 (- 3.04)			
- 0.288 I-W9 (- 4.61)	F = 3.06			
- 0.243 I-W10 (- 3.66)				
- 0.346 I-W11 (- 6.81)				
F = 5.48				

TABLE A.4. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data

Const. term	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.231 (4.55)	- 0.031 (- 1.86)	0.009 (0.66)	0.0021 (1.53)	- 0.205 (- 4.88)	0.038 REG1 (1.72)	0.020 RES1 (1.12)
					0.042 REG3 (2.03)	0.050 RES2 (1.96)
					0.038 REG4 (1.69)	0.005 RES3 (0.27)
Age group: 65 + Mean of dep. var. = 0.052 N = 1183 F = 3.43 $R^2 = 0.0997$ $\bar{R}^2 = 0.0707$ SEE = 0.2133					0.012 REG5 (0.46)	F = 1.43
					F = 1.51	
0.701 (13.95)	- 0.049 (- 2.73)	0.009 (0.64)	0.0010 (1.47)	- 0.213 (- 5.71)	0.013 REG1 (0.65)	0.053 RES1 (2.80)
					0.075 REG3 (3.22)	0.008 RES2 (0.32)
					0.078 REG4 (3.30)	0.036 RES3 (1.70)
Income level: I-W $\leq$ 3,999 (all ages) Mean of dep. var. = 0.321 N = 3568 F = 35.48 $R^2 = 0.2711$ $\bar{R}^2 = 0.2634$ SEE = 0.4007					0.024 REG5 (0.86)	F = 2.87
					F = 4.82	

**TABLE A.4. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

I - W	OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.014 I-W2 (- 0.70)	- 0.200 OCCH2 (- 3.61)	0.012 EDW2 (0.70)	0.003 IMS2 (0.19)	F = 2.40	
- 0.014 I-W3 (- 0.60)	- 0.060 OCCH3 (- 0.95)	0.032 EDW3 (1.71)	0.060 IMS3 (1.43)		
- 0.096 I-W4 (- 3.40)	0.105 OCCH4 (1.43)	0.068 EDW4 (3.29)	- 0.211 IMS4 (- 1.61)		
- 0.078 I-W5 (- 2.46)	- 0.171 OCCH5 (- 3.22)	0.083 EDW5 (2.30)	- 0.030 IMS5 (- 1.89)		
- 0.044 I-W6 (- 1.25)	0.000 OCCH6 (0.00)	0.039 EDW6 (0.67)			
- 0.078 I-W7 (- 1.94)	- 0.091 OCCH7 (- 1.92)	F = 2.88			
- 0.112 I-W8 (- 2.40)	- 0.183 OCCH8 (- 3.59)				
- 0.091 I-W9 (- 1.87)	F = 5.32				
- 0.083 I-W10 (- 1.35)					
- 0.098 I-W11 (- 2.39)					
F = 2.20					
- 0.054 I-W2 (- 2.98)	- 0.010 OCCH2 (- 0.19)	0.032 EDW2 (1.73)	- 0.025 IMS2 (- 0.96)	- 0.274 CH1 (- 10.25)	- 0.092 AGE2 (- 3.35)
- 0.069 I-W3 (- 3.77)	0.033 OCCH3 (0.62)	0.105 EDW3 (5.62)	0.045 IMS3 (1.22)	- 0.053 CH2 (- 2.21)	- 0.124 AGE3 (- 3.96)
F = 7.52	- 0.021 OCCH4 (- 0.41)	0.224 EDW4 (9.59)	- 0.048 IMS4 (- 0.93)	- 0.277 CH3 (- 10.09)	- 0.229 AGE4 (- 7.27)
	0.000 OCCH5 (0.00)	0.291 EDW5 (6.58)	- 0.019 IMS5 (- 1.25)	F = 52.16	- 0.321 AGE5 (- 9.95)
	- 0.108 OCCH6 (- 2.56)	0.310 EDW6 (4.88)	F = 1.24		- 0.488 AGE6 (- 14.00)
	- 0.049 OCCH7 (- 1.34)	F = 26.40			F = 41.92
	- 0.159 OCCH8 (- 4.28)				
	F = 7.27				

**TABLE A.5. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

Const. term	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.602 (18.32)	- 0.024 (- 2.03)	0.052 (6.42)	- 0.003 (- 2.74)	- 0.170 (- 5.03)	0.013 REG1 (0.78)	0.070 RES1 (4.74)
					0.123 REG3 (8.15)	0.091 RES2 (4.37)
					0.160 REG4 (9.74)	0.076 RES3 (4.10)
Income level: $4,000 \leq I-W \leq 7,999$ (all ages) Mean of dep. var. = 0.413 N = 7621 F = 54.72 $R^2 = 0.2152$ $\bar{R}^2 = 0.2113$ SEE = 0.4373					0.097 REG5 (4.78)	F = 9.94
					F = 35.23	
0.479 (8.44)	- 0.031 (- 1.78)	0.062 (8.21)	- 0.0005 (- 0.24)	- 0.146 (- 2.83)	0.050 REG1 (1.99)	0.031 RES1 (1.27)
					0.125 REG3 (6.49)	0.043 RES2 (1.31)
					0.126 REG4 (5.74)	0.020 RES3 (0.65)
Income level: $I-W \geq 8,000$ (all ages) Mean of dep. var. = 0.316 N = 4348 F = 15.36 $R^2 = 0.1193$ $\bar{R}^2 = 0.1116$ SEE = 0.4382					0.113 REG5 (4.57)	F = 0.73
					F = 13.12	



**TABLE A. 5. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

I-W	OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.0101-W5 (- 0.71)	- 0.043 OCCH2 (- 1.68)	0.037 EDW2 (2.11)	- 0.046 IMS2 (- 1.55)	- 0.379 CH1 (- 22.00)	- 0.086 AGE2 (- 4.89)
- 0.0601-W6 (- 4.03)	0.026 OCCH3 (1.03)	0.119 EDW3 (7.37)	0.037 IMS3 (1.88)	- 0.146 CH2 (- 9.11)	- 0.172 AGE3 (- 8.49)
- 0.1091-W7 (- 6.87)	- 0.000 OCCH4 (- 0.00)	0.216 EDW4 (12.07)	0.063 IMS4 (1.46)	- 0.373 CH3 (- 21.61)	- 0.278 AGE4 (- 12.84)
F = 20.48	- 0.023 OCCH5 (- 0.93)	0.292 EDW5 (10.06)	0.044 IMS5 (3.82)	F = 217.68	- 0.464 AGE5 (- 18.46)
	- 0.024 OCCH6 (- 0.98)	0.348 EDW6 (8.27)	F = 5.41		- 0.651 AGE6 (- 17.41)
	- 0.039 OCCH7 (- 2.08)	F = 49.03			F = 96.09
	- 0.056 OCCH8 (- 2.31)				
	F = 2.47				
- 0.0331-W9 (- 1.62)	- 0.037 OCCH2 (- 1.72)	0.020 EDW2 (0.72)	0.007 IMS2 (0.22)	- 0.286 CH1 (- 10.02)	- 0.095 AGE2 (- 2.37)
- 0.0591-W10 (- 2.63)	- 0.003 OCCH3 (- 0.10)	0.072 EDW3 (2.86)	0.064 IMS3 (2.61)	- 0.116 CH2 (- 6.01)	- 0.152 AGE3 (- 3.63)
- 0.1501-W11 (- 8.34)	0.050 OCCH4 (1.61)	0.106 EDW4 (4.06)	- 0.026 IMS4 (- 0.40)	- 0.294 CH3 (- 12.52)	- 0.251 AGE4 (- 5.80)
F = 26.06	0.029 OCCH5 (0.82)	0.252 EDW5 (7.32)	0.030 IMS5 (1.88)	F = 60.24	- 0.382 AGE5 (- 8.21)
	- 0.000 OCCH6 (- 0.01)	0.241 EDW6 (6.17)	F = 2.30		- 0.490 AGE6 (- 7.92)
	0.022 OCCH7 (1.11)	F = 16.70			F = 25.72
	- 0.034 OCCH8 (- 0.94)				
	F = 1.84				

**TABLE A. 6. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

Const. term	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	I-W
0.729 (20.02)	- 0.025 (- 2.30)	0.068 (10.11)	0.0004 (0.43)	- 0.132 (- 4.95)	0.034 REG1 (1.99)	- 0.036 I-W2 (- 1.11)
					0.105 REG3 (8.17)	- 0.028 I-W3 (- 0.91)
					0.143 REG4 (9.79)	- 0.067 I-W4 (- 2.28)
					0.092 REG5 (5.25)	- 0.061 I-W5 (- 2.12)
Metropolitan areas (all ages) Mean of dep. var. = 0.397 N = 9014 F = 58.06 R <sup>2</sup> = 0.2137 R̄ <sup>2</sup> = 0.2101 SEE = 0.4349					F = 28.95	- 0.112 I-W6 (- 3.81)
						- 0.170 I-W7 (- 5.66)
						- 0.172 I-W8 (- 5.48)
						- 0.205 I-W9 (- 6.23)
						- 0.205 I-W10 (- 5.92)
						- 0.330 I-W11 (- 10.64)
						F = 26.59
0.648 (16.68)	- 0.044 (- 3.15)	0.035 (4.93)	- 0.0005 (- 0.71)	- 0.211 (- 7.70)	0.010 REG1 (0.62)	- 0.056 I-W2 (- 2.40)
					0.123 REG3 (6.66)	- 0.083 I-W3 (- 3.50)
					0.108 REG4 (5.73)	- 0.084 I-W4 (- 3.53)
					0.076 REG5 (3.45)	- 0.099 I-W5 (- 4.06)
Non-metropolitan areas (all ages) Mean of dep. var. = 0.319 N = 6543 F = 33.61 R <sup>2</sup> = 0.1854 R̄ <sup>2</sup> = 0.1799 SEE = 0.4223					F = 20.30	- 0.133 I-W6 (- 5.14)
						- 0.156 I-W7 (- 5.64)
						- 0.169 I-W8 (- 5.52)
						- 0.199 I-W9 (- 5.68)
						- 0.314 I-W10 (- 7.72)
						- 0.292 I-W11 (- 9.29)
						F = 12.63

**TABLE A.6. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE	RES
- 0.020 OCCH2 (- 1.10)	0.017 EDW2 (1.02)	0.011 IMS2 (0.51)	- 0.369 CH1 (- 22.64)	- 0.117 AGE2 (- 6.67)	
0.053 OCCH3 (2.44)	0.114 EDW3 (7.28)	0.070 IMS3 (4.37)	- 0.130 CH2 (- 9.15)	- 0.213 AGE3 (- 10.87)	
0.014 OCCH4 (0.62)	0.172 EDW4 (10.24)	0.025 IMS4 (0.77)	- 0.371 CH3 (- 22.72)	- 0.332 AGE4 (- 16.18)	
0.028 OCCH5 (1.26)	0.253 EDW5 (10.27)	0.048 IMS5 (4.39)	F = 240.69	- 0.493 AGE5 (- 21.45)	
- 0.008 OCCH6 (- 0.37)	0.268 EDW6 (8.71)	F = 7.82		- 0.667 AGE6 (- 22.22)	
0.018 OCCH7 (1.15)	F = 42.24			F = 133.02	
- 0.012 OCCH8 (- 0.47)					
F = 2.20					
- 0.068 OCCH2 (- 2.39)	0.051 EDW2 (3.12)	- 0.063 IMS2 (- 2.35)	- 0.285 CH1 (- 13.54)	- 0.068 AGE2 (- 3.11)	0.049 RES2 (3.32)
0.015 OCCH3 (0.46)	0.098 EDW3 (6.33)	- 0.029 IMS3 (- 0.97)	- 0.106 CH2 (- 6.31)	- 0.107 AGE3 (- 4.45)	0.044 RES3 (3.44)
0.078 OCCH4 (2.25)	0.202 EDW4 (11.31)	- 0.052 IMS4 (- 0.68)	- 0.281 CH3 (- 14.97)	- 0.188 AGE4 (- 7.43)	F = 8.32
- 0.011 OCCH5 (- 0.38)	0.354 EDW5 (11.58)	0.002 IMS5 (0.17)	F = 94.57	- 0.308 AGE5 (- 11.11)	
- 0.033 OCCH6 (- 1.28)	0.383 EDW6 (8.99)	F = 1.74		- 0.450 AGE6 (- 13.39)	
- 0.049 OCCH7 (- 2.52)	F = 48.46			F = 43.12	
- 0.113 OCCH8 (- 5.01)					
F = 7.88					

**TABLE A. 7. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

Const. term	OWH	AD	HWU	HDNW	RES	I-W
0.659 (13.53)	- 0.050 (- 2.61)	0.029 (3.21)	0.0007 (0.80)	- 0.192 (- 5.23)	0.052 RES1 (2.73)	- 0.034 I-W2 (- 1.10)
					0.013 RES2 (0.57)	- 0.078 I-W3 (- 2.53)
					0.038 RES3 (1.62)	- 0.088 I-W4 (- 2.81)
Atlantic Provinces (all ages) Mean of dep. var. = 0.292 N = 3451 F = 18.19 R <sup>2</sup> = 0.1795 R̄ <sup>2</sup> = 0.1696 SEE = 0.4146					F = 2.80	- 0.116 I-W5 (- 3.60)
						- 0.191 I-W6 (- 5.45)
						- 0.136 I-W7 (- 3.57)
						- 0.153 I-W8 (- 3.41)
						- 0.213 I-W9 (- 4.44)
						- 0.228 I-W10 (- 3.97)
						- 0.270 I-W11 (- 6.13)
						F = 5.99
0.793 (14.21)	- 0.019 (- 1.16)	0.042 (4.79)	- 0.0011 (- 1.07)	- 0.096 (- 2.36)	0.036 RES1 (1.58)	- 0.123 I-W2 (- 2.85)
					0.075 RES2 (2.00)	- 0.043 I-W3 (- 1.02)
					0.030 RES3 (1.12)	- 0.099 I-W4 (- 2.44)
Quebec (all ages) Mean of dep. var. = 0.289 N = 3248 F = 22.89 R <sup>2</sup> = 0.2264 R̄ <sup>2</sup> = 0.2165 SEE = 0.4015					F = 1.50	- 0.124 I-W5 (- 3.05)
						- 0.131 I-W6 (- 3.15)
						- 0.181 I-W7 (- 4.17)
						- 0.190 I-W8 (- 4.21)
						- 0.191 I-W9 (- 3.78)
						- 0.226 I-W10 (- 4.34)
						- 0.329 I-W11 (- 7.24)
						F = 8.39

**TABLE A. 7. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.064 OCCH2 (- 1.74)	0.035 EDW2 (1.55)	- 0.077 IMS2 (- 1.45)	- 0.227 CH1 (- 8.19)	- 0.083 AGE2 (- 2.86)
0.079 OCCH 3 (1.95)	0.092 EDW3 (4.69)	- 0.082 IMS3 (- 1.41)	- 0.093 CH2 (- 4.19)	- 0.163 AGE3 (- 5.04)
0.070 OCCH4 (1.53)	0.243 EDW4 (10.30)	- 0.255 IMS4 (- 2.08)	- 0.251 CH3 (- 10.28)	- 0.214 AGE4 (- 6.22)
- 0.021 OCCH5 (- 0.54)	0.335 EDW5 (8.61)	0.012 IMS5 (0.76)	F = 40.83	- 0.310 AGE5 (- 8.42)
- 0.030 OCCH6 (- 0.83)	0.382 EDW6 (6.13)	F = 2.32		- 0.412 AGE6 (- 9.04)
- 0.033 OCCH7 (- 1.19)	F = 32.08			F = 20.31
- 0.125 OCCH8 (- 3.91)				
F = 6.18				
- 0.062 OCCH2 (- 1.96)	0.013 EDW2 (0.59)	0.138 IMS2 (2.51)	- 0.370 CH1 (- 14.28)	- 0.191 AGE2 (- 6.84)
0.010 OCCH3 (0.27)	0.072 EDW3 (3.51)	0.240 IMS3 (6.99)	- 0.162 CH2 (- 7.08)	- 0.273 AGE3 (- 8.96)
- 0.067 OCCH4 (- 1.69)	0.178 EDW4 (7.61)	0.152 IMS4 (2.16)	- 0.333 CH3 (- 13.25)	- 0.371 AGE4 (- 11.31)
0.033 OCCH5 (0.96)	0.305 EDW5 (6.40)	0.031 IMS5 (1.93)	F = 83.61	- 0.539 AGE5 (- 14.72)
- 0.026 OCCH6 (- 0.75)	0.359 EDW6 (7.15)	F = 14.36		- 0.692 AGE6 (- 14.46)
0.002 OCCH7 (0.07)	F = 22.50			F = 56.48
- 0.017 OCCH8 (- 0.48)				
F = 1.76				





**TABLE A.8. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.030 OCCH2 (- 1.07)	0.031 EDW2 (1.21)	- 0.039 IMS2 (- 1.26)	- 0.378 CH1 (- 15.22)	- 0.075 AGE2 (- 2.82)
0.025 OCCH3 (0.74)	0.138 EDW3 (5.49)	- 0.002 IMS3 (- 0.07)	- 0.149 CH2 (- 7.01)	- 0.143 AGE3 (- 4.81)
0.056 OCCH4 (1.54)	0.179 EDW4 (6.62)	0.053 IMS4 (1.16)	- 0.405 CH3 (- 16.56)	- 0.276 AGE4 (- 8.94)
0.037 OCCH5 (1.11)	0.266 EDW5 (6.81)	0.028 IMS5 (1.75)	F = 118.33	- 0.461 AGE5 (- 13.32)
- 0.015 OCCH6 (- 0.43)	0.249 EDW6 (5.50)	F = 1.73		- 0.631 AGE6 (- 14.60)
0.004 OCCH7 (0.19)	F = 18.68			F = 57.49
- 0.053 OCCH8 (- 1.52)				
F = 1.75				
- 0.030 OCCH2 (- 0.85)	0.041 EDW2 (1.32)	- 0.017 IMS2 (- 0.53)	- 0.358 CH1 (- 11.57)	- 0.084 AGE2 (- 2.57)
0.034 OCCH3 (0.76)	0.097 EDW3 (3.33)	0.027 IMS3 (0.80)	- 0.082 CH2 (- 3.14)	- 0.180 AGE3 (- 4.85)
0.000 OCCH4 (0.01)	0.130 EDW4 (4.18)	- 0.055 IMS4 (- 0.71)	- 0.281 CH3 (- 9.22)	- 0.277 AGE4 (- 7.31)
- 0.032 OCCH5 (- 0.79)	0.230 EDW5 (5.16)	0.029 IMS5 (1.46)	F = 54.43	- 0.407 AGE5 (- 9.64)
- 0.018 OCCH6 (- 0.47)	0.306 EDW6 (5.05)	F = 1.00		- 0.572 AGE6 (- 10.55)
- 0.033 OCCH7 (- 1.14)	F = 9.19			F = 27.76
- 0.072 OCCH8 (- 1.86)				
F = 0.97				



**TABLE A.9. Regression Equations for Labour Force Participation of Married Women, Husband Present, Based on SCF68 Data**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE	REG
0.051 OCCH2 (1.08)	0.045 EDW2 (0.90)	0.008 IMS2 (0.19)	- 0.328 CH1 (- 7.89)	- 0.021 AGE2 (- 0.47)	
0.046 OCCH3 (0.83)	0.093 EDW3 (2.00)	0.052 IMS3 (1.36)	- 0.082 CH2 (- 2.42)	- 0.029 AGE3 (- 0.60)	
0.101 OCCH4 (1.75)	0.155 EDW4 (3.28)	- 0.098 IMS4 (- 1.34)	- 0.364 CH3 (- 8.98)	- 0.203 AGE4 (- 4.09)	
0.067 OCCH5 (1.22)	0.306 EDW5 (5.23)	0.030 IMS5 (1.17)	F = 36.16	- 0.340 AGE5 (- 6.09)	
0.028 OCCH6 (0.54)	0.241 EDW6 (2.98)	F = 1.28		- 0.554 AGE6 (- 7.94)	
0.038 OCCH7 (1.07)	F = 8.03			F = 18.38	
- 0.011 OCCH8 (- 0.23)					
F = 0.79					
- 0.040 OCCH2 (- 2.70)	0.029 EDW2 (2.47)	- 0.014 IMS2 (- 0.83)	- 0.359 CH1 (- 28.02)	- 0.102 AGE2 (- 7.50)	0.018 REG1 (1.25)
0.025 OCCH3 (1.41)	0.111 EDW3 (9.83)	0.049 IMS3 (3.72)	- 0.134 CH2 (- 12.23)	- 0.174 AGE3 (- 11.47)	0.113 REG3 (12.24)
0.019 OCCH4 (1.00)	0.177 EDW4 (14.35)	0.033 IMS4 (1.19)	- 0.354 CH3 (- 28.54)	- 0.288 AGE4 (- 18.16)	0.132 REG4 (11.36)
0.018 OCCH5 (1.07)	0.281 EDW5 (14.53)	0.028 IMS5 (3.47)	F = 369.84	- 0.445 AGE5 (- 25.20)	0.085 REG5 (6.46)
- 0.024 OCCH6 (- 1.40)	0.295 EDW6 (12.28)	F = 6.13		- 0.613 AGE6 (- 27.36)	F = 51.66
- 0.008 OCCH7 (- 0.64)	F = 80.15			F = 191.30	
- 0.056 OCCH8 (- 3.45)					
F = 5.32					

## APPENDIX B

### VARIABLE NAMES AND DEFINITIONS

#### AND REGRESSION EQUATIONS BASED ON 1961 CENSUS DATA

Variables Used in Analysis of Labour Force Participation Rates of Married Women with 1961 Census Data.

174 Observations from incorporated cities, towns, villages and other municipal subdivisions with population of 10,000 and over. Variables have been broken down into six groups by the age of wife.

Variable Name	Definition
------------------	------------

PR	— (dependent variable) labour force participation rate of married women, husband present, during the census week (in per cent).
----	---

UN	— male unemployment rate, as percentage of male labour force. It does not include persons looking for work for the first time. <sup>1</sup> 1961 Census, Bulletin 3. 3-1, Tables 4, 5.
----	---

IM	— White Collar workers (males and females: managerial, professional and technical, clerical and sales) as a percentage of labour force. <sup>1</sup> 1961 Census, Bulletins 3. 1-4, 3. 1-5, 3. 1-6.
----	--

YH	— Average annual earnings (\$/yr) of husband.
----	---

NCH $\leq$ 15	— Husband-wife families with no children 15 years old and under (in per cent).
---------------	--

REG	— region of city: dummy variables
-----	-----------------------------------

REG1	= 1 if city in Atlantic Provinces; 0 otherwise
------	--

REG2	= 1 if city in Quebec; 0 otherwise
------	------------------------------------

REG3	= 1 if city in Ontario; 0 otherwise
------	-------------------------------------

REG4	= 1 if city in Prairie Provinces; 0 otherwise
------	---

REG5	= 1 if city in British Columbia; 0 otherwise
------	--



W – average annual earnings (\$/yr) of full-time female wage earners.<sup>1</sup>

EDW7 – per cent of wives, in husband-wife families, with university degree.

CH5 – per cent of husband-wife families with one or more children under 6 years of age.

RC – per cent of Roman Catholic wives, in husband-wife families.<sup>2</sup>

AD > 15 – number of persons over 15 years of age in husband-wife families (including husband and wife), average per family for each city.

---

<sup>1</sup> The variables UN, IM and W are not broken down by age group, and they are used for all age groups.

<sup>2</sup> Source for variables PR, YH, NHC  $\leq 15$ , W, EDW7, CH5, RC, AD > 15: 1961 Census unpublished tabulations.

TABLE B. 1. Regression Equations for Labour Force Participation Rates of Married Women, Husband Present, Based on 1961 Census Data

Eqn. No.	Age group	Const. term	UN	IM	YH	AD>15	W	EDW7	CH5
1	All ages .....	51.77 (5.61)	.17 (1.00)	.08 (2.16)	-.0047 (- 6.78)	- 12.04 (- 3.84)	.0072 (5.12)	.35 (2.16)	-.13 (- 3.12)
2	All ages .....	50.19 (5.52)		.08 (2.03)	-.0048 (- 6.99)	- 10.98 (- 3.72)	.0072 (5.10)	.36 (2.25)	-.13 (- 3.03)
3	Less than 25	54.75 (1.72)	-.03 (- .14)	.06 (1.16)	-.0070 (- 5.31)	1.02 (.07)	.0130 (6.43)	-.06 (- .46)	-.51 (- 6.86)
4	Less than 25	56.56 (7.37)		.07 (1.20)	-.0069 (- 5.45)		.0130 (6.54)	-.06 (- .49)	-.51 (- 6.95)
5	Less than 25	55.91 (7.42)		.06 (1.10)	-.0072 (- 6.40)		.0132 (6.79)		-.50 (- 7.31)
6	25-34 .....	61.17 (4.32)	.19 (1.17)	.09 (2.36)	-.0045 (- 5.53)	3.30 (.56)	.0072 (4.92)	.07 (.69)	-.66 (- 8.73)
7	25-34 .....	69.34 (10.26)	.22 (1.34)	.10 (2.67)	-.0041 (- 6.65)		.0067 (4.96)		-.69 (- 10.29)
8	25-34 .....	70.58 (10.51)		.09 (2.60)	-.0042 (- 6.76)		.0064 (4.79)		-.68 (- 10.20)
9	35-44 .....	63.74 (6.62)	.24 (1.19)	.02 (.63)	-.0053 (- 8.13)	- 9.44 (- 2.98)	.0061 (4.02)	.54 (3.68)	-.24 (- 3.91)
10	35-44 .....	65.59 (7.17)	.25 (1.21)		-.0052 (- 8.28)	- 9.94 (- 3.24)	.0060 (4.00)	.57 (4.01)	-.24 (- 3.93)
11	35-44 .....	61.74 (7.19)			-.0053 (- 8.57)	- 7.99 (- 3.06)	.0061 (4.04)	.58 (4.06)	-.25 (- 3.94)
12	45-54 .....	43.27 (6.45)	.12 (.62)	.08 (1.89)	-.0046 (- 7.40)	- 4.07 (- 2.26)	.0055 (3.52)	.42 (2.60)	-.17 (- 1.06)
13	45-54 .....	43.19 (6.45)		.07 (1.81)	-.0047 (- 7.47)	- 3.73 (- 2.18)	.0054 (3.48)	.42 (2.64)	-.18 (- 1.13)
14	45-54 .....	44.17 (6.65)		.09 (2.37)	-.0046 (- 7.44)	- 4.51 (- 2.88)	.0053 (3.40)	.40 (2.54)	
15	55-64 .....	29.40 (2.24)	.16 (1.05)	.09 (3.02)	-.0022 (- 5.13)	- 2.52 (- 1.87)	.0013 (1.09)	.19 (1.45)	
16	55-64 .....	22.37 (4.71)	.18 (1.15)	.09 (2.97)	-.0022 (- 5.16)	- 2.15 (- 1.82)	.0013 (1.14)	.17 (1.38)	
17	55-64 .....	23.57 (5.00)		.09 (2.87)	-.0019 (- 5.15)	- 2.05 (- 1.78)	.0009 (.82)		
18	65 + .....	25.60 (2.45)	.01 (.07)	-.00 (- .06)	-.0003 (- 1.79)	.55 (.59)	.0003 (.50)	.08 (1.23)	
19	65 + .....	25.80 (2.53)			-.0003 (- 1.91)	.54 (.60)	.0002 (.51)	.08 (1.24)	
20	65 + .....	27.17 (2.74)			-.0003 (- 1.85)		.0002 (.34)	.08 (1.30)	

**TABLE B. 1. Regression Equations for Labour Force Participation Rates of Married Women, Husband Present, Based on 1961 Census Data**

RC	REG1	REG3	REG4	REG5	NCH≤15	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Eqn. No.
- .06 (- 2.64)	.88 (.69)	5.37 (4.33)	4.74 (3.37)	- .29 (- .18)		.88	.87	3.10	1
- .06 (- 2.63)	.88 (.70)	5.56 (4.54)	4.83 (3.44)	.23 (.15)		.88	.87	3.10	2
- .15 (- 5.21)	.77 (.41)	3.88 (2.16)	4.40 (2.20)	- 2.94 (- 1.22)		.85	.84	4.63	3
- .15 (- 5.37)	.79 (.42)	3.84 (2.18)	4.39 (2.23)	- 3.04 (- 1.36)		.85	.84	4.60	4
- .14 (- 5.52)	.87 (.46)	4.15 (2.54)	4.64 (2.44)	- 2.82 (- 1.29)		.85	.84	4.59	5
- .06 (- 3.18)	1.24 (.96)	4.80 (3.85)	5.14 (3.59)	- .64 (- .39)		.88	.87	3.18	6
- .07 (- 3.48)	1.23 (.96)	4.61 (3.90)	5.06 (3.57)	- .76 (- .46)		.88	.87	3.16	7
- .06 (- 3.32)	1.23 (.96)	4.83 (4.12)	5.13 (3.62)	- .06 (- .04)		.88	.87	3.17	8
- .08 (- 3.48)	.03 (.02)	6.93 (5.35)	6.78 (4.34)	1.56 (.88)		.90	.89	3.40	9
- .08 (- 3.46)	.02 (.02)	6.90 (5.34)	6.80 (4.36)	1.49 (.84)		.90	.89	3.39	10
- .08 (- 3.45)	.01 (.00)	7.06 (5.48)	6.83 (4.37)	2.11 (1.25)		.90	.89	3.39	11
- .14 (- 5.38)	- 1.34 (- .84)	3.92 (2.75)	4.05 (2.42)	1.68 (.88)		.88	.87	3.67	12
- .14 (- 5.38)	- 1.27 (- .80)	4.07 (2.90)	4.13 (2.48)	2.08 (1.16)		.88	.87	3.66	13
- .14 (- 5.57)	- 1.83 (- 1.21)	4.19 (2.99)	3.99 (2.40)	2.13 (1.19)		.88	.87	3.66	14
- .09 (- 4.59)	- .88 (- .68)	2.45 (2.15)	2.16 (1.65)	.13 (.08)	- .07 (- .58)	.77	.75	2.95	15
- .09 (- 4.57)	- .64 (- .52)	2.40 (2.11)	2.20 (1.69)	.06 (.04)		.77	.75	2.94	16
- .10 (- 5.19)	- .54 (- .44)	2.17 (2.01)	1.99 (1.55)	.56 (.40)		.76	.75	2.95	17
- .02 (- 2.56)	.61 (1.06)	1.31 (2.54)	.22 (.37)	.84 (1.24)	- .24 (- 2.33)	.45	.41	1.37	18
- .02 (- 2.60)	.61 (1.07)	1.32 (2.65)	.23 (.38)	.87 (1.41)	- .24 (- 2.39)	.45	.41	1.36	19
- .02 (- 2.53)	.56 (.99)	1.26 (2.58)	.17 (.30)	.81 (1.33)	- .24 (- 2.39)	.45	.42	1.36	20

**TABLE B.2. Regression Equations for Labour Force Participation Rates of Married Women, Husband Present, Based on 1961 Census Data**

Eqn. No.	Age group	Const. term	UN	IM	YH	AD >15	W	EDW7	CH5
Logarithmic equations									
1	All ages .....	2.56 (3.07)	0.08 (2.01)	0.20 (2.47)	- 1.45 (- 7.81)	- 2.95 (- 5.91)	1.59 (6.97)	0.11 (2.11)	- 0.43 (- 4.35)
2	Less than 25	- 0.19 (- 0.17)	0.02 (0.37)	0.34 (3.22)	- 1.63 (- 6.28)	0.31 (0.17)	2.41 (8.91)	- 0.02 (- 0.65)	- 0.68 (- 3.09)
3	25-34 .....	3.60 (3.45)	0.06 (1.35)	0.24 (2.50)	- 1.76 (- 7.40)	1.12 (1.30)	2.09 (8.91)	0.06 (1.11)	- 1.96 (- 5.88)
4	35-44 .....	4.10 (4.73)	0.09 (1.94)	0.05 (0.60)	- 1.63 (- 8.83)	- 1.98 (- 3.94)	1.51 (6.67)	0.15 (3.21)	- 0.80 (- 5.37)
5	45-54 .....	2.34 (3.36)	0.06 (1.54)	0.16 (2.18)	- 1.21 (- 7.98)	- 2.09 (- 6.86)	1.24 (5.87)	0.11 (3.17)	- 0.03 (- 0.42)
6	55-64 .....	1.47 (0.61)	0.12 (2.23)	0.24 (2.16)	- 1.01 (- 5.27)	- 1.57 (- 3.55)	1.06 (3.38)	0.13 (2.61)	
7	65+ .....	10.55 (1.40)	0.12 (1.29)	0.03 (0.15)	- 0.28 (- 1.24)	0.20 (0.23)	0.62 (1.28)	0.13 (1.79)	
Equations by level of income									
Inc. level:									
8	L	35.97 (1.76)	0.07 (0.25)	0.245 (2.45)	- 0.007 (- 2.59)	- 13.70 (- 2.01)	0.015 (5.44)	0.60 (1.43)	0.02 (0.19)
9	M	54.46 (2.72)	- 0.18 (- 0.63)	0.220 (2.94)	- 0.003 (- 1.32)	- 11.29 (- 1.83)	0.006 (2.13)	- 0.55 (- 1.81)	- 0.13 (- 1.77)
10	U	57.17 (2.99)	0.09 (0.24)	0.004 (0.07)	- 0.003 (- 2.75)	- 9.48 (- 1.48)	0.005 (1.91)	- 0.01 (- 0.06)	- 0.16 (- 2.16)
11	L	41.03 (1.96)	0.04 (0.14)	0.270 (2.65)	- 0.009 (- 3.23)	- 12.42 (- 1.75)	0.013 (4.43)	1.05 (2.15)	0.13 (1.09)
12	M	42.46 (2.35)	0.11 (0.39)	0.180 (2.72)	- 0.004 (- 1.80)	- 10.14 (- 1.87)	0.007 (2.86)	0.06 (0.21)	- 0.14 (- 2.00)
13	U	44.63 (2.56)	0.22 (0.62)	0.001 (0.02)	- 0.004 (- 3.94)	- 7.34 (- 1.28)	0.005 (2.46)	0.36 (1.57)	- 0.09 (- 1.31)

**TABLE B. 2. Regression Equations for Labour Force Participation Rates of Married Women, Husband Present, Based on 1961 Census Data**

RC	REG1	REG3	REG4	REG5	NCH < 15	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Eqn. No.
Logarithmic equations									
- 0.06 (- 1.30)	0.10 (3.07)	0.10 (3.60)	0.10 (2.71)	- 0.05 (- 1.15)		0.88	0.87	0.087	1
- 0.17 (- 3.00)	0.10 (2.44)	0.10 (2.80)	0.13 (3.14)	- 0.01 (- 0.18)		0.78	0.76	0.117	2
- 0.15 (- 2.86)	0.13 (3.67)	0.12 (3.71)	0.14 (3.62)	- 0.02 (- 0.35)		0.85	0.84	0.099	3
- 0.08 (- 1.60)	0.11 (3.22)	0.13 (4.47)	0.14 (3.82)	- 0.01 (- 0.11)		0.89	0.88	0.089	4
- 0.12 (- 2.64)	0.05 (1.47)	0.06 (2.07)	0.06 (1.68)	- 0.04 (- 0.85)		0.89	0.88	0.085	5
- 0.14 (- 2.41)	0.10 (1.76)	0.08 (1.83)	0.07 (1.28)	- 0.07 (- 0.98)	- 0.02 (- 0.02)	0.76	0.74	0.135	6
- 0.16 (- 1.95)	0.17 (2.02)	0.26 (3.40)	0.13 (1.54)	0.11 (1.02)	- 5.72 (- 1.55)	0.45	0.41	0.219	7
Equations by level of income									
- 0.06 (- 1.99)						0.91	0.89	2.666	8
- 0.13 (- 4.62)						0.81	0.79	4.014	9
- 0.14 (- 4.79)						0.88	0.85	2.850	10
- 0.08 (- 1.50)	- 2.94 (- 1.11)	1.77 (0.62)	- 0.87 (- 0.26)			0.92	0.89	2.631	11
- 0.07 (- 2.08)	1.82 (0.88)	5.56 (2.55)	5.00 (2.01)	- 1.98 (- 0.65)		0.87	0.85	3.378	12
- 0.09 (- 3.05)		5.06 (3.28)	2.97 (1.35)	1.88 (0.89)		0.92	0.89	2.445	13





## APPENDIX C

### SOME ESTIMATION PROBLEMS

Ordinary least squares (OLS) techniques were employed in fitting the single equation models in the current study. An alternative estimating method, weighted least squares, has been proposed in the econometric literature<sup>1</sup> for eliminating bias and in particular for increasing efficiency<sup>2</sup> of the estimates when the error terms do not have constant variance.<sup>3</sup>

Consider, e.g., the following linear model

$$Y = X\beta + \epsilon \quad (C.1)$$

where:  $Y$  is an  $(n \times 1)$  vector of observations on the dependent variable.

$X$  is an  $(n \times k)$  nonstochastic matrix of observations on the  $k$  independent variables.

$\beta$  is a  $(k \times 1)$  vector of parameters to be estimated.

$\epsilon$  is a  $(n \times 1)$  vector of error terms.

We assume the rank of  $X$  is  $k \leq n$  and

$$E(\epsilon) = 0$$

$$E(\epsilon \epsilon') = \sigma^2 V \quad (C.2)$$

where  $V$  is a square diagonal matrix  $(n \times n)$  and  $\sigma^2$  is a scalar.

If we assume that  $V$  is given by:

$$\begin{bmatrix} 1/w_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1/w_2 & & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & 1/w_n \end{bmatrix} = V \quad (C.3)$$

<sup>1</sup> For example see, L.R. Klein, *A Textbook of Econometrics*, Row, Peterson and Company, New York, 1953, pp. 305-313.

<sup>2</sup> For a definition of efficiency see Klein, *ibid.*, p. 53.

<sup>3</sup> As Klein puts it "efficiency rather than bias is a more important reason for making weighted estimates of structural equations when the disturbances do not have a variance independent of  $Z$ " ( $Z$  is the independent variable.) See Klein, *ibid.*, p. 309.

where  $w_i$  are given weights usually provided along with the sample survey data,<sup>4</sup> and premultiply the model (C.1) by the matrix

$$\begin{bmatrix} \sqrt{w_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{w_2} & & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & & \sqrt{w_n} \end{bmatrix} = \sqrt{W} \quad (C.4)$$

we obtain:

$$Y^* = X^* \beta + \epsilon^* \quad (C.5)$$

where  $Y^* = \sqrt{W} Y$ ,  $X^* = \sqrt{W} X$ , and  $\epsilon^* = \sqrt{W} \epsilon$ .

It can be shown that application of ordinary least squares to the transformed variables (model C.5) would yield BLUE estimates of  $\beta$  with variance covariance matrix:<sup>5</sup>

$$E(\epsilon^* \epsilon^{*'}) = \sigma^2 I \quad (C.6)$$

However, we have certain reservations concerning the assumptions made in the preceding procedure:

- (a) We have to assume the matrix  $V$  as known, with diagonal elements equal to the reciprocal of the given weights. This is a strong assumption since the weights in sample surveys are designed to provide unbiased estimates of certain aggregates (e.g., average income) and not to increase the efficiency of estimates in regression analysis in which the variables to be used are unknown to those who design the weights.
- (b) The second assumption, that the off-diagonal elements of the matrix  $V$  are zero, is also questionable, since the survey data are a clustered stratified

---

<sup>4</sup> Weights are provided along with the SCF68 data. They are assigned to each individual observation and the weights are the same over all variables.

<sup>5</sup> The outlined procedure is a special case of generalized least squares (GLS) techniques. For a description of GLS techniques see, Goldberger, *op. cit.*, pp. 232-235.

sample, so that the observations are most probably correlated. Consequently the off-diagonal elements of  $V$  are not zero.<sup>6</sup>

Moreover, when the dependent variable is dichotomous, as in our analysis with the SCF68 data, use of weighted data in the regression analysis will not produce efficient estimates (i.e., estimates of minimum variance) even if the assumptions of the preceding outlined procedure are true because equation (C.6) is untenable.<sup>7</sup> In addition, a small experimentation with both weighted and unweighted micro-data from the SCF68 discloses that we get nearly the same regression results.<sup>8</sup>

There are some other statistical problems associated with a model with a dichotomous dependent variable. Such a model has heteroskedastic disturbances and the application of ordinary least squares yields unbiased estimates of the coefficients  $\beta$ , but their variance-covariance matrix is biased and inconsistent which invalidates the conventional tests of hypotheses, and therefore the  $F$  and  $t$ -tests must be regarded only as approximate.<sup>9</sup>

Bowen and Finegan<sup>10</sup> in their study to explain labour force participation dealt with a dichotomous dependent variable and used ordinary least squares for estimating the parameters. However, they investigated the implications of the biased and inconsistent ordinary least squares estimates of the variance of the coefficients on the hypothesis testing. They calculated "more accurate" standard errors of the estimated coefficients and compared these with the standard errors obtained from ordinary least squares.<sup>11</sup> They found that in their particular

---

<sup>6</sup> Less rigourously, in regression analysis using the "population" (which is obtained by duplicating the sample records, or by multiplying the sample data by the given weights) instead of an "unrepresentative" sample in which some classes of the population are oversampled, the resulting efficiency of estimation would depend on the skewness of the frequency distribution of the variables in the population. An "unrepresentative" sample which has observations evenly spaced over the range of the variables may give more efficient estimates than the "population" with unevenly spaced observations.

<sup>7</sup> Goldberger shows that in a linear probability model the error terms are heteroskedastic varying with the independent variables and the assumption of homoskedastic disturbances is untenable. See Goldberger, *op. cit.*, pp. 248-249.

<sup>8</sup> See Appendix A for unweighted and weighted regression equations for "all-ages" in Tables A.1 and A.9 respectively.

<sup>9</sup> For an extensive discussion of this problem see the note written by O. Ashenfelter in Bowen and Finegan, *The Economics of Labor Force Participation*, *op. cit.*, pp. 644-648.

<sup>10</sup> Bowen and Finegan, *ibid.*

<sup>11</sup> For the method followed in the calculation and comparison of the standard errors, see Bowen and Finegan, *op. cit.*, pp. 644-648.

sample the differences were of "moderate size". In addition, they found that there was a "tendency for the approximate standard error estimates to be larger than the more accurate standard error estimates". If their results are assumed valid for this study then all the significant findings based on the F and t statistics would be reconfirmed with the "more accurate" standard error estimates.

Moreover, in a model with a dichotomous dependent variable, all the observations for this variable must be either zero or one. However, the calculated values of the dependent variable from a regression equation would not be expected to be zero or one but they would be expected to lie in the zero-one interval. These values may be interpreted as a probability; for example in the current study, this would be the probability that a married woman with given characteristics will be in the labour force. Although, because of the linear functional formulation of the model, there is no guarantee that the calculated values will lie between the zero-one interval, the assumption seems to be common practice and to be accepted as a reasonable one for the majority of cases.<sup>12</sup> For these reasons ordinary least squares and unweighted data were used throughout our regression analysis.

---

<sup>12</sup> For an extensive and almost exhaustive survey of the economic literature related to statistical problems associated with dichotomous dependent variables, see A. Buse, *A Technical Report on Binary Dependent Variables as Applied in the Social Sciences*, Human Resources Research Council, Edmonton, Alberta, March 1972.







Les déterminants du taux  
d'activité des femmes mariées  
dans la population  
active canadienne:  
Analyse économétrique

par N. Skoulas





STATISTIQUE CANADA  
Division des analyses de conjoncture

LES DÉTERMINANTS DU TAUX D'ACTIVITÉ DES  
FEMMES MARIÉES DANS LA POPULATION  
ACTIVE CANADIENNE:  
ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

par  
Nicholas Skoulas

Publication autorisée par  
le ministre de l'Industrie et du Commerce

Mai 1974  
3-1500-502

Prix: \$1.00

Reproduction autorisée sous réserve d'indication de la source: Statistique Canada

Information Canada  
Ottawa





## AVANT-PROPOS

Statistique Canada encourage, effectue et publie des études contribuant à la connaissance et à la compréhension par le public des problèmes socio-économiques.

La présente étude, consacrée à l'offre de travail, examine de quelle façon et dans quelle mesure plusieurs facteurs peuvent influencer sur la décision de l'épouse de partager son travail entre l'activité et l'inactivité. La présente étude s'est concentrée sur l'expression qualitative et quantitative des relations entre ces facteurs et l'activité des femmes mariées.

Bien que la présente étude ait été encouragée et publiée par Statistique Canada, l'auteur assume la responsabilité des analyses et des conclusions présentées.

*Le statisticien en chef du Canada,*

SYLVIA OSTRY.



## PRÉFACE

Cette étude est consacrée à un examen et à une évaluation de l'ampleur et de la direction de plusieurs facteurs pouvant influencer sur la décision des femmes mariées de partager leur travail entre l'activité et l'inactivité.

Pour examiner l'influence de certains facteurs sur la quantité de travail offert sur le marché par les femmes mariées dans un contexte familial, on utilise un modèle basé sur le cadre théorique des décisions de consommation. On énonce des hypothèses sur les relations de ces facteurs et le comportement actif des femmes mariées, et ces hypothèses sont ensuite testées en appliquant des méthodes de régression à deux ensembles de données transversales: les données désagrégées provenant de l'enquête de 1968 sur les finances des consommateurs (E.F.C. de 1968), et les données agrégées provenant du recensement de 1961.

J'exprime ma gratitude à Statistique Canada, dont l'encouragement a permis cette étude.

Quant à l'étude elle-même, l'évolution de ma pensée a subi de nombreuses influences, qui font qu'il est difficile de la classer dans un courant donné. Je désire cependant exprimer ma profonde reconnaissance aux professeurs D.R. Maki et R.A. Homes, du département d'économie de *Simon Fraser University*, et au professeur F.T. Denton, du département d'économie de *McMaster University*, pour leurs précieuses suggestions et leurs commentaires constructifs. Je désire exprimer mes remerciements sincères au statisticien en chef du Canada, Mme S. Ostry, qui a entrepris cette étude lorsqu'elle était directeur de la Section des recherches et des études au Bureau fédéral de la statistique. Je désire également exprimer mes remerciements à M. J.S. Wells, directeur de l'ancienne Division de la recherche en économétrie, et à tous les membres de son personnel pour leur aide morale, leurs encouragements et leurs opinions utiles. En particulier, je désire remercier M. P. Conway et Mlle R. Simonton pour leur précieuse aide au niveau de la programmation informatique, et M. J.S. Lewis, du Service de recherche et de développement en statistiques urbaines et régionales, pour son aide inestimable en adaptant son programme d'analyse de régression multiple aux besoins de la présente étude.

Inutile de dire que la contribution des personnes mentionnées ci-dessus a été entièrement positive, et que par conséquent j'assume l'unique responsabilité des erreurs et lacunes qui auraient pu se glisser dans la présente recherche.

NICHOLAS SKOULAS.





# TABLE DES MATIÈRES

	Page
Chapitre	
I Introduction . . . . .	9
II Revue bibliographique . . . . .	13
III Le modèle, les hypothèses à tester et les données . . . . .	33
IV Estimation du modèle d'offre de travail à partir des micro-données provenant de l'E.F.C. de 1968 . . . . .	51
V Estimation du modèle d'offre de travail à partir des macro-données provenant du recensement de 1961 . . . . .	77
VI Résumé, conclusions et implications . . . . .	89
Bibliographie . . . . .	93
Annexe	
A Désignation et définition des variables, et équations de régression basées sur les données provenant de l'E.F.C. de 1968 . . . . .	99
B Désignation et définition des variables, et équations de régression basées sur les données provenant du recensement de 1961 . . . . .	121
C Quelques problèmes d'estimation . . . . .	127
Tableau	
I.1. Taux d'activité féminins: Canada, 1921-61 . . . . .	9
I.2. Taux d'activité féminins: Canada, 1962-70 . . . . .	10
V.1. Taux d'activité des femmes mariées: Canada, 1961 et 1968 . . . . .	78
A.1. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968: Toutes les catégories d'âge, y compris celle des moins de 25 ans . . . . .	102
A.2. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968: Caté- gories d'âge 25-34 et 35-44 ans . . . . .	104
A.3. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968: Caté- gories d'âge 45-54 et 55-64 ans . . . . .	106
A.4. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968: Caté- gorie d'âge 65 ans ou plus et tranche de revenu I-W $\leq$ \$3,999 . . .	108
A.5. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968: Tran- ches de revenu \$4,000 $\leq$ I-W $\leq$ \$7,999 et I-W $\leq$ \$8,000 . . . . .	110

## TABLE DES MATIÈRES — fin

Tableau	Page
A.6. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968: Régions métropolitaines et non métropolitaines . . . . .	112
A.7. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir de l'E.F.C. de 1968: Provinces de l'Atlantique et Québec . . . . .	114
A.8. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir de l'E.F.C. de 1968: Ontario et provinces des Prairies . . . . .	116
A.9. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir de l'E.F.C. de 1968: Colombie-Britannique et équation de régression pondérée pour toutes les catégories d'âge . . . . .	118
B.1. Équations de régression des taux d'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données du recensement de 1961: Tous âges et par catégorie d'âge . . . . .	123
B.2. Équations de régression des taux d'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données du recensement de 1961: Sous forme logarithmique pour tous âges et toutes les catégories d'âge, et sous forme arithmétique selon la tranche de revenu . . . . .	125

# CHAPITRE I

## INTRODUCTION

Au cours des cinquante dernières années, la vie économique et sociale de la plupart des pays a subi de profonds changements. Ces derniers ont touché la structure du travail et de l'emploi, ainsi que la composition selon le sexe de la population active, et c'est pourquoi l'on a observé au niveau international une modification de celle-ci<sup>1</sup>. Le nombre de femmes actives s'est accru de façon remarquable au cours des dernières décennies, non seulement en valeur absolue, mais aussi en pourcentage du total de la population active, et l'élément "femmes mariées", qui ne représentait qu'une petite proportion de la population active féminine, il y a quelques dizaines d'années, en est devenu l'élément le plus significatif, dont l'importance ne cesse de croître<sup>2</sup>. De plus, dans la plupart des pays, l'élément "femmes mariées" reste l'une des plus importantes sources possibles d'offre de travail future.

Suivant ainsi la tendance générale internationale, le nombre de femmes mariées au Canada faisant partie de la population active féminine, a augmenté de façon spectaculaire comme le montrent les tableaux I.1 et I.2.

<sup>1</sup> C.D. Long, *The Labour Force Under Changing Income and Employment*, Princeton University Press, for National Bureau of Economic Research, New York, 1958.

<sup>2</sup> Certaines statistiques historiques font ressortir une légère baisse du taux d'activité des femmes dans certains pays. Voir par exemple *The Determinant and Consequences of Population Trends*, Nations Unies, New York, 1953, pp. 194-209, où il est dit en substance qu'en 1906, le pourcentage de françaises de 20 ans et plus exerçant une profession non agricole était de 29.9; en 1936, ce taux était de 25.2. Pour l'ensemble des femmes mariées, les taux correspondants étaient de 20.2 en 1906 et de 18.7 en 1936. En Suisse, la proportion des femmes âgées de 15 ans et plus qui exerçaient une activité économique est tombée de 42 % à 33 % dans la période 1900-1940.

De toute façon, pour des variations aussi négligeables, on ne peut faire beaucoup confiance à ces statistiques sociales historiques, avec le temps, en effet, il se produit des changements de méthodes de recensement, de tendances de la population et de l'emploi, etc. Voir: R. Smutts, "The Meaning of Historical Statistics of the Female Labour Force", *Journal of the American Statistical Association*, mars 1960.

**TABLEAU I.1. Taux d'activité féminins: Canada, 1921-61**

Année	Etat matrimonial			Total	Nombre de femmes mariées en pourcentage de la population active féminine
	Mariées	Célibataires	Autre		
1921 .....	2.16	45.09	21.65	17.59	7.25
1931 .....	3.45	46.58	21.03	19.65	10.07
1941 .....	3.74	50.00	20.11	20.66	10.30
1951 .....	11.20	58.12	19.34	24.06	30.02
1961 .....	21.95	54.16	22.96	29.47	49.77

**Nota:** Ces taux ont été établis à partir des données de recensement décennal pour le groupe d'âge 15 ans et plus. Le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ne sont pris en compte que dans le recensement de 1961, et Terre-Neuve ne figure qu'à partir du recensement de 1951. On n'a apporté aucun ajustement pour tenir compte des changements de concepts de recensement ni de la couverture de certains groupes (par exemple; membres des Forces armées, Indiens vivant dans des réserves, etc.).

**Sources:** B.F.S., recensement de 1931, vol. VII, tableau 26. Recensement de 1941, vol. III, tableau 7, vol. VII, tableau 5. Recensement de 1951, vol. II, tableaux 1 et 2, vol. IV, tableau 19. Recensement de 1961, vol. III, partie 2, tableau 9, vol. I, partie 3, tableau 78.

En 1941, les femmes mariées ne représentaient que 10 % de la population active féminine canadienne, alors que cette proportion dépassait 56 % en 1970.

**TABLEAU I.2. Taux d'activité féminins: Canada, 1962 - 70**

Année	État matrimonial			Total	Nombre de femmes mariées en pourcentage de la population active féminine
	Mariées	Célibataires	Autre		
1962 .....	21.6	50.3	26.8	29.0	48.41
1963 .....	22.6	49.0	27.7	29.6	49.57
1964 .....	24.1	48.3	27.9	30.5	51.06
1965 .....	25.2	48.7	27.6	31.3	51.68
1966 .....	26.8	49.7	28.0	32.8	52.08
1967 .....	28.3	49.6	28.9	33.8	53.27
1968 .....	29.6	48.7	28.4	34.4	54.68
1969 .....	31.2	48.6	27.4	35.2	55.76
1970 .....	32.0	47.5	27.8	35.5	56.69

**Nota:** Ces statistiques sont des moyennes annuelles pour le groupe d'âge 14 ans ou plus. Elles ne prennent pas en compte les personnes vivant dans des institutions, les membres des Forces armées, les Indiens vivant dans des réserves ni les résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.

**Source:** B.F.S., publication de la Section de l'enquête sur la main-d'oeuvre, tableau spécial.

Les tableaux I.1 et I.2 ne sont pas strictement comparables; en effet d'une part leur couverture diffère, et d'autre part, le tableau I.1 donne les taux d'activité à un moment donné de l'année de recensement, tandis que le tableau I.2 présente des moyennes mobiles sur douze mois. Ils indiquent néanmoins clairement la tendance générale des femmes mariées au sein de la population active.

La situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active a d'importantes conséquences sociales et économiques. Elle touche tout leur mode de vie et leur rôle dans la société. De plus, elle influe sur la famille et les relations maritales<sup>3</sup>.

Les conséquences économiques d'une hausse du taux d'activité des femmes mariées peuvent avoir un certain poids. Le taux de croissance de l'économie du pays dans son ensemble est affecté par la proportion de femmes mariées au sein de

<sup>3</sup> E.E. Meacoby, "Effects Upon Children of their Mother's Outside Employment", L. Bartemeir, M.D. "The Children of Working Mothers: A Psychiatrist's View", dans National Manpower Council, *Work in the Lives of Married Women*, Columbia University Press, New York, 1958. F. Elkin, *The Family in Canada*, Canadian Conference on the Family, 55 Parkdale Avenue, Ottawa, avril 1964.

la population active; des mouvements dans la structure de l'emploi de l'économie engendrent une hausse de la demande et des possibilités pour les femmes, ce qui accroît par conséquent leur bien-être économique<sup>4</sup>.

La connaissance des facteurs influant sur les taux d'activité, combinée à d'autres types de connaissances, est utile pour planifier le plein emploi sur un plan national, prédire l'offre future de travail, encourager ou les épouses à se joindre à la population active ou les en décourager, et définir des politiques de redistribution des revenus.

On se propose dans la présente thèse d'étudier et d'évaluer l'ampleur et la direction des divers facteurs qui peuvent influencer sur la décision des épouses canadiennes de chercher un emploi sur le marché du travail, compte tenu de l'environnement socio-économique canadien et des limitations des données existantes. On espère, ce faisant, apporter quelques éclaircissements sur les facteurs qui influent sur les décisions des épouses canadiennes de choisir leur statut professionnel, et en tirer quelques résultats qui se révéleront utiles à des fins de politiques.

Le chapitre II passe en revue quelques théories de l'offre de travail ainsi que quelques études empiriques nord-américaines sur le même sujet, en insistant sur les études empiriques consacrées à l'offre de travail des femmes mariées, afin d'essayer de dégager une vue d'ensemble de la question.

Le chapitre III contient un cadre théorique pour l'analyse du taux d'activité des femmes mariées, basé sur un développement du modèle des options de consommation. On s'en sert ensuite pour élaborer un modèle statistique pouvant être testé et suffisamment simple pour être estimé à partir des données disponibles. Dans le même chapitre, on examine les données utilisées dans le travail empirique et les hypothèses à tester.

Les chapitres IV et V présentent et examinent les conclusions empiriques et les comparent à celles d'études antérieures au Canada et aux États-Unis. Enfin, le chapitre VI contient un bref résumé, énonce les conclusions de l'étude par rapport aux facteurs influant sur la décision des femmes mariées de chercher un travail actif, ainsi que les conséquences de l'étude à des fins de politiques.

---

<sup>4</sup> Lorsqu'on inclut la production ménagère est dans le P.N.B. (ce qui n'est pas le cas au Canada), le taux de croissance économique n'augmente par suite de l'inclusion d'un plus grand nombre d'épouses dans la population active que si leur productivité sur le marché du travail est plus grande que leur productivité ménagère et l'accroissement du P.N.B. est égal à la différence de productivité des deux secteurs.





## CHAPITRE II

### REVUE BIBLIOGRAPHIQUE

Ce chapitre contient un bref examen de quelques théories de l'offre de travail<sup>1</sup> et des études empiriques nord-américaines qui y sont consacrées, à la fois pour leur valeur propre et pour leur valeur indicative.

L'offre de travail sur le marché est un phénomène multidimensionnel. Un individu peut le modifier de trois façons au moins: en changeant le nombre d'heures qu'il est disposé à travailler, l'intensité du travail et la nature de sa qualification. L'offre agrégée de travail a deux dimensions de plus: la taille de la population et son taux réel d'activité. Toute étude qui s'attache à l'un ou plusieurs de ces aspects à la participation au marché du travail, par exemple à l'activité, consiste en une étude de l'offre de travail.

Dans la théorie classique, la durée totale dont dispose le travailleur se divise en travail et en ce qui est habituellement appelé "loisirs". Cette dichotomie du temps peut suffire lorsque l'on considère l'offre de travail des hommes adultes, car le travail ménager, qui est une des formes principales d'occupation ne relevant pas de l'activité économique constituera une partie négligeable de leurs activités tout au long de leur vie active<sup>2</sup>.

Les théoriciens ont été intrigués par le problème particulier de l'effet d'une variation des salaires sur l'offre de travail<sup>3</sup>. La réponse qu'ils ont fournie est indéterminée sous plusieurs aspects, notamment en ce qui concerne le caractère multidimensionnel de l'offre de travail, la stricte dichotomie activité-loisirs, le facteur temps, la limitation des déterminants de l'offre de travail aux facteurs économiques, en négligeant les facteurs socio-culturels et les caractéristiques spirituelles et personnelles, ainsi que l'absence de renseignements quantitatifs suffisamment nombreux pour tester les autres théories.

À propos de la courbe d'offre de travail individuelle, Marshall<sup>4</sup> a fait remarquer qu'elle aurait une pente négative, selon son expression, dans le cas de la race la plus ignorante et la plus flegmatique, et une pente positive pour celles dont

---

<sup>1</sup> L'offre de travail, selon la définition des économistes, se rapporte à la quantité de travail offerte sciemment sur le marché par les travailleurs, moyennant un gain en espèces, que ce dernier en soit le seul motif ou non. Mais la définition de l'offre de travail implique de nombreuses questions de théorie (par exemple: "quelle est l'unité de travail?", etc.). Pour quelques-uns des problèmes théoriques soulevés par la notion d'unité de travail, voir P.H. Douglas, *The Theory of Wages*, Kelley et Millman, Inc., New York (1re édition, 1934), pp. 14-16.

<sup>2</sup> Les hommes adultes consacrent une partie négligeable de leur temps au travail ménager a) pour des raisons biologiques et culturelles, b) parce que leur productivité sur le marché du travail est supérieure à leur productivité ménagère, c) parce que dans leur situation sociale et culturelle présente ils jouissent de salaires supérieurs à ceux de leur épouse sur le marché du travail. Quoi qu'il en soit, le travail ménager ne constituerait pas une barrière au travail actif des hommes adultes.

<sup>3</sup> Par variations des salaires, nous entendons des variations permanentes des taux de rémunération, et non pas une hausse de ceux-ci qui ne s'appliqueraient uniquement qu'à tout travail supplémentaire fait au-delà d'un certain nombre normal d'heures (taux des heures supplémentaires).

<sup>4</sup> A. Marshall, *Principles of Economics*, 8e édition, MacMillan and Co., Ltd., Londres, 1964 (1re édition, 1890), pp. 438-439.

l'horizon mental est plus ouvert, dont le caractère est plus ferme et souple, et qui travailleront avec d'autant plus d'énergie et d'ardeur que la rémunération sera plus élevée. Knight<sup>5</sup> croyait qu'une hausse des salaires entraînerait une baisse de la quantité de travail offerte, tandis qu'une baisse des salaires aurait probablement le résultat contraire<sup>6</sup>. L'article écrit en 1930 par Lionel Robbins<sup>7</sup>, un classique, a été une révélation en matière de compréhension de la nature du problème de l'offre de travail. On y trouve l'essentiel de ce qui concerne les effets de revenu et de substitution. L'auteur nous fait remarquer que la courbe d'offre de travail peut être courbée vers l'arrière, avoir une pente positive sur un intervalle donné, puis suivre une pente négative. Selon sa propre expression, tout dépend de l'élasticité de la demande de revenu en termes d'effort<sup>8</sup>.

La théorie de la courbe d'offre courbée vers l'arrière a été ainsi établie, et c'est cette notion qui prédomine aujourd'hui<sup>9</sup>. Elle combine les idées de Marshall et les suggestions de Robbins, et retient une offre de travail croissante, puis décroissante et des salaires croissants, avec un point d'inflexion fonction du niveau de développement, des goûts, etc.<sup>10</sup>.

Quant à l'offre agrégée de travail, il est souhaitable d'établir une distinction entre l'offre de travail en courte période, l'offre de travail pour une population donnée aux possibilités données et l'offre de travail en longue période, exempte de ces restrictions. Les économistes classiques considéraient volontiers comme synonymes les notions d'offre de travail et de population totale, et il est clair que leur théorie était surtout une théorie démographique. Des variations dans les salaires agiraient sur la taille de la population dans le même sens, en influant sur

---

<sup>5</sup> F.H. Knight, *Risk, Uncertainty and Profit*, Houghton Mifflin Co., New York, 1921, pp. 117-118.

<sup>6</sup> De nombreux autres économistes des dix-septième et dix-huitième siècles croyaient que la courbe d'offre de travail avait une pente négative. Voir les références, dans P.H. Douglas, *op. cit.* pp. 270-271.

<sup>7</sup> L. Robbins, "On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort", *Economica*, 1930, pp. 123-129.

<sup>8</sup> En termes d'effets de revenu et de substitution, la courbe d'offre a une pente positive sur l'intervalle où l'effet de substitution est dominant (dans l'hypothèse où les loisirs constituent un bien ordinaire), et une pente négative lorsque l'effet de revenu domine.

<sup>9</sup> Cette notion prête toujours à une certaine controverse. Voir par exemple: a) R. Perlman, *Labour Theory*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1969, pp. 9-13. Selon lui, la courbe d'offre de travail pourrait avoir plusieurs points d'inflexion, ayant plusieurs sinuosités et se dirigeant vers le haut, b) H.G. Vatter, dans "On the Folklore of the Backward-Sloping Supply Curve", *Industrial and Labour Relations Review*, 1961, pp. 578-586, s'efforce de démontrer que l'intervalle à pente négative de la courbe d'offre courbée vers l'arrière se trouve bien en dehors de l'éventail réaliste des salaires dans une économie développée. De plus, il affirme que même si une telle courbe d'offre existait, elle serait irréversible, donc ne constituerait pas une courbe d'offre dans l'acception normale de ce terme. Ses arguments ont été critiqués par T.A. Finegan, dans sa communication "The Backward-Sloping Supply Curve", *ibid.*, 1962, pp. 230-234.

<sup>10</sup> Voir par exemple: a) K.W. Rothschild, *The Theory of Wages*, Oxford, Basil Blackwall, 1965, pp. 42-45, b) M. Friedman, *Price Theory*, Aldine, Chicago, 1962, p. 204, c) K.E. Boulding, *Economic Analysis*, (3e édition), Harper and Row, Publishers, New York, 1955, pp. 797-801.

les taux de natalité et de mortalité, avec une tendance pour les taux de salaires de se maintenir au niveau du "seuil de subsistance"<sup>11</sup>. Ce courant de pensée mène à une courbe d'offre de travail en longue période parfaitement élastique, et à une courbe d'offre de travail en courte période constante (rigide). Cette théorie néglige le fait que l'offre de travail est un phénomène multidimensionnel, et qu'elle peut varier en courte période également en fonction du taux des salaires et des conditions économiques.

Les économistes se situant en dehors de la tradition classique ont distingué une relation fonctionnelle entre l'offre de travail en courte période et le taux de salaire et pensé que la courbe d'offre avait une pente négative<sup>12</sup>. Cette conclusion se basait sur l'idée que les individus travaillaient moins à mesure qu'ils devenaient plus riches, mais elle négligeait, comme l'a montré Robbins<sup>13</sup>, le fait que la réaction de la courbe d'offre de travail individuelle aux variations de salaire dépendait de l'élasticité du revenu exprimée en termes d'effort (effets de revenu et de substitution), et puisque tous les individus ne réagissent pas tous de la même façon, une hausse des salaires pouvait très bien se produire lors d'une hausse ou d'une baisse de l'offre agrégée de travail.

Un certain nombre d'économistes considèrent aujourd'hui que la courbe d'offre de travail en courte période a la même forme que la courbe d'offre de travail individuelle, c'est-à-dire qu'elle est courbée vers l'arrière<sup>14</sup>.

L'acceptation d'une courbe d'offre de travail agrégée courbée vers l'arrière appelle plusieurs remarques. D'abord, une hausse des salaires peut entraîner une hausse du taux d'activité en attirant des personnes qui ne travaillaient pas pour des tranches de salaires plus basses, car leur prix d'acceptation était plus élevé<sup>15</sup>. Deuxièmement, lorsque les taux de salaires sont très espacés, une variation dans les taux n'entraînera pas la même réaction chez tous les individus. Certains réagiront en augmentant l'offre de travail, et d'autres, en la diminuant, compte tenu du segment de leur courbe d'offre de travail sur lequel ils se trouvent. En d'autres termes, tout dépendra de savoir si l'effet de revenu ou l'effet de substitution l'emportera. La variation de l'offre agrégée de travail dépendra donc du nombre de travailleurs qui se situent au-dessus ou en dessous du point d'inflexion de leurs courbes d'offre de travail, ainsi que des pentes des deux

---

<sup>11</sup> Bien que l'on attribue cette théorie à l'école physiocratique française, on considère Malthus comme fondateur de cette ligne de pensée. Cette théorie a été contredite par l'expérience dans les pays occidentaux, et les économistes considèrent que la population est donnée, laissant le soin d'expliquer les changements dans la population aux démographes, sociologues, etc.

<sup>12</sup> Voir références dans P.H. Douglas, *op. cit.*, pp. 270-271, et C.D. Long, *op. cit.*, pp. 34-35.

<sup>13</sup> L. Robbins, *op. cit.*

<sup>14</sup> Voir: a) M. Friedman, *op. cit.*, p. 203, b) K.W. Rothschild, *op. cit.*, pp. 46-47, c) H.G. Lewis, "Hours of Work and Hours of Leisure", *Proceedings of the Industrial Relations Research Association*, 1957, pp. 196-206.

<sup>15</sup> Le prix d'acceptation dépend de nombreux facteurs, tels que la fortune et la santé de l'individu, les allocations de chômage et de bien-être social, les normes sociales, les espoirs relatifs aux possibilités futures, etc.



segments de ces courbes. En troisième lieu, les facteurs institutionnels, traditionnels et juridiques n'autorisent pas toujours les travailleurs à modifier leur offre de travail face aux variations des salaires. Quatrièmement, c'est la famille, et non l'individu, qu'il faut retenir comme l'unité économique appropriée lorsqu'on considère l'offre de travail; la réaction de la famille devant des variations de salaire sera différente de celle de l'individu. Une hausse des salaires peut permettre à la famille de garder les enfants plus longtemps à l'école, l'épouse peut rester au foyer plus longtemps, etc. La réaction de la famille à des variations de salaire dépend aussi de la catégorie sociale à laquelle elle appartient; la répartition du revenu influencerait donc sur la réaction aux variations dans les salaires.

Par ailleurs, une ambiguïté se pose dans le cas de l'effet des variations de salaire sur l'offre totale de travail lorsqu'une hausse ou une baisse des salaires est fortement corrélée aux conditions du marché du travail, et les caractéristiques autres que les salaires de ce marché en sont affectées. En vertu de l'hypothèse du travailleur d'appoint<sup>16</sup>, un fort chômage masculin (conditions difficiles sur le marché) obligerait de nombreux travailleurs secondaires à se joindre à la population active. Selon l'hypothèse du retrait cyclique<sup>17</sup>, c'est le contraire qui se produirait. Des conditions difficiles sur le marché décourageraient les travailleurs secondaires à chercher un emploi, et le taux d'activité de la population active baisserait. On croit maintenant que l'hypothèse du travailleur d'appoint et celle du retrait cyclique coexistent, sans qu'on puisse affirmer clairement lequel des deux effets domine, ou dans quelle mesure les deux effets sont interreliés.

Pour les raisons mentionnées précédemment, la question d'offre agrégée de travail nous entraîne en terrain incertain, et notre connaissance concrète de la réaction de l'offre agrégée de travail devant la variation des salaires devient purement spéculative. La réponse à la question de savoir quel est l'effet des variations de salaire sur l'offre agrégée de travail exige d'autres études empiriques et ne saurait être déterminée par une analyse *a priori*.

Dans plusieurs études empiriques, des économistes ont tenté de mesurer la courbe de l'offre agrégée en faisant appel à des séries chronologiques et à des données transversales. Douglas<sup>18</sup> a été un pionnier dans ce domaine de l'économie. Il a essayé de mesurer indirectement la courbe d'offre de travail en courte période en étudiant: a) la relation entre les heures de travail et les gains horaires, et b) la relation entre les gains annuels moyens et les taux d'activité. La première relation a été étudiée en utilisant des séries chronologiques annuelles pour la période 1890-1926 dans le cas de quinze industries, et des données transversales interindustrielles pour 1890, 1914 et 1926<sup>19</sup>. Douglas trouva une forte corrélation négative entre les heures de travail et les gains horaires. Dans le

---

<sup>16</sup> W.S. Woytinsky, "Additional Workers and the Volume of Unemployment in the Depression", *Social Science Research Council, Pamphlet Series 1*, Washington, 1940.

<sup>17</sup> D.D. Humphrey, "Alleged 'Additional Workers' in the Measurement of Unemployment", *Journal of Political Economy*, octobre 1940.

<sup>18</sup> Douglas, *op. cit.*

<sup>19</sup> *Ibid.*, pp. 302-307.



cas de la deuxième relation, il s'est servi de données recoupées pour diverses catégories d'âge et de sexe ainsi que pour la population prise dans son ensemble pour quarante et une importantes villes américaines en 1919, et il trouva une corrélation négative entre les gains annuels moyens et les taux d'activité<sup>20</sup>.

Les constatations de Douglas ont été par la suite largement citées et confirmées par d'autres études. En se servant surtout de données provenant de recensements de la population menés aux États-Unis et dans quelques autres pays entre 1890 et 1950, Long<sup>21</sup> a étudié les relations entre les taux d'activité de la population active et les gains. Ses découvertes, dans une large mesure, développent les résultats de Douglas. En faisant appel à des données de recensement transversales interindustrielles et interprofessionnelles sur les hommes adultes tirées des recensements faits aux États-Unis en 1940 et 1950, Finegan devait trouver une relation négative entre la durée du travail et les gains horaires. Il devait en conclure que la courbe d'offre de travail d'un homme adulte aux États-Unis a une pente négative<sup>22,23</sup>. Dans une étude plus récente utilisant des données transversales provenant du recensement de 1960 des États-Unis pour les hommes âgés de 50 à 64 ans, Kusters<sup>24</sup> concluait que les résultats statistiques indiquaient une relation négative nette entre la durée du travail et le taux de salaire. Ces résultats correspondent donc à un ensemble d'évidences concrètes et confirment la notion d'une courbe d'offre courbée vers l'arrière, où l'effet de revenu l'emporte sur l'effet de substitution<sup>25</sup>.

Pour ce qui est de la question controversée des hypothèses du travailleur d'appoint et du retrait cyclique qui sont les deux hypothèses de base de l'élasticité de l'offre de travail devant les changements dans la conjoncture économique, des études empiriques récentes<sup>26</sup> faites aux États-Unis et en Angleterre, faisant appel

---

<sup>20</sup> La même relation a été étudiée par Schoenberg et Douglas en utilisant des données transversales pour la période 1920-1930, et les résultats ont confirmé dans une large mesure les conclusions de Douglas. Voir E.H. Schoenberg et P.H. Douglas, "Studies in the Supply Curve of Labour: The Relation in 1929 between Average Earnings in American Cities and the Proportions Seeking Employment", *Journal of Political Economy*, février 1937, pp. 45-79.

<sup>21</sup> Pour un résumé des conclusions de Long, voir Long, *op. cit.*, pp. 3-33.

<sup>22</sup> T.A. Finegan, "Hours of Work in the United States: A Cross-Sectional Analysis", *Journal of Political Economy*, octobre 1962, pp. 452-470.

<sup>23</sup> Bien que la présente étude soit surtout consacrée aux femmes mariées, les résultats pour les hommes sont brièvement examinés à des fins de contraste et de comparaison.

<sup>24</sup> M. Kusters, "Income and Substitution Parameters in a Family Labour Supply Model", thèse de doctorat non publiée, département d'économie, Université de Chicago, 1966.

<sup>25</sup> On trouvera un résumé concis et des conclusions générales d'un certain nombre d'études sur l'offre de travail, dans G.F. Break, "Income Taxes, Wages Rates and the Incentive to Supply Services", *National Tax Journal*, décembre 1953, pp. 333-352.

<sup>26</sup> Jusqu'à récemment, les faits empiriques, émanant principalement des travaux de C.D. Long, permettaient de croire que la population active semble être largement indépendante d'une forte demande cyclique effective ou d'un fort chômage cyclique. Voir C.D. Long, "The Labour Force and Economic Changes, in *Insights Into Labour Issues*, R.A. Lester and J. Shisters, éditeurs, MacMillan Co., New York, 1948, pp. 329-355, et C.D. Long, *op. cit.*

à divers ensembles de données transversales et de données provenant de séries chronologiques et utilisant des méthodes analytiques modernes, ont confirmé l'idée que les deux ajustements coexistaient dans la réalité, comme en théorie, et que l'effet du retrait cyclique dominait au sein de la population active globale et dans la plupart des groupes d'âge et de sexe<sup>27</sup>.

Au Canada, contrairement à ce que l'on a constaté aux États-Unis, les études empiriques ont eu des conclusions contradictoires. Proulx<sup>28</sup> a testé l'hypothèse du travailleur d'appoint par opposition à celle du retrait cyclique, en utilisant des séries chronologiques annuelles pour la période 1948-67. Ses conclusions semblent indiquer que l'hypothèse du travailleur d'appoint domine dans l'ensemble de la population active masculine, pour les hommes âgés de 20 à 24 ans, les femmes de 45-64 ans, et celles de 65 ans ou plus, tandis que l'effet du retrait cyclique domine seulement chez les hommes de 14 à 19 ans et les femmes de 20 à 24 ans. Les résultats pour les autres catégories d'âge et de sexe ne sont pas disponibles. Par contre, Officer et Andersen<sup>29</sup> adoptent la théorie selon laquelle l'hypothèse du retrait cyclique s'applique aux hommes, et l'hypothèse du travailleur d'appoint au comportement actif des femmes. Ils ont testé ces hypothèses en utilisant des données trimestrielles pour la période 1950-1967, et leurs conclusions confirment leur thèse. Ils signalent que l'effet du travailleur d'appoint domine sans exception pour tous les groupes d'âge féminins, à l'exception des femmes âgées de 14 à 19 ans, et que l'effet du retrait cyclique domine dans les groupes d'âge masculins. Swidinsky<sup>30</sup> s'est servi de données transversales provenant du recensement de

---

<sup>27</sup> L.C. Hunter, "Cyclical Variation in the Labour Supply: British Experience, 1951-60", *Oxford Economic Papers*, (nouvelle série), juillet 1963, pp. 140-153.

W.G. Bowen et T.A. Finegan, "Labour Force Participation and Unemployment", in A.M. Ross (éditeur), *Employment Policy and the Labour Market*, University of California Press, Berkeley, 1965, pp. 115-161.

G.C. Cain, *Married Women in the Labour Force*, University of Chicago Press, Chicago, 1966.

A. Tella, "Labour Force Sensitivity to Employment by Age, Sex", *Industrial Relations*, février 1965, pp. 69-83.

K. Strand et T. Dernburg, "Cyclical Variation in Civilian Labour Force Participation", *Review of Economics and Statistics*, novembre 1964, pp. 378-391.

T. Dernburg et K. Strand, "Hidden Unemployment 1953-62: A Quantitative Analysis by Age and Sex", *American Economic Review*, mars 1966, pp. 71-95.

W.G. Bowen et T.A. Finegan, *The Economics of Labour Force Participation*, Princeton University Press, Princeton, 1969.

<sup>28</sup> Pierre-Paul Proulx, "La variabilité cyclique des taux de participation à la main-d'œuvre au Canada", *Revue canadienne d'économie*, mai 1969, pp. 268-277.

<sup>29</sup> L.H. Officer et P.R. Andersen, "Labour Force Participation in Canada", *Revue canadienne d'économie*, mai 1969, pp. 278-289.

<sup>30</sup> R. Swidinsky, "A Note on Labour Force Participation and Unemployment", *Revue canadienne d'économie*, février 1970, pp. 146-151.

R. Kunin, "Labour Force Participation Rates and Poverty in Canadian Metropolitan Areas", thèse de doctorat non publiée, département d'économie, University of British Columbia, avril 1970.

1961 du Canada afin de tester l'existence et la prédominance des deux hypothèses. Or, assez curieusement, ses conclusions s'opposent à celles des deux études précédentes. Elles ne confirment que l'hypothèse du retrait cyclique dans le cas des hommes et des femmes actifs, et il n'y a pas de preuve de l'existence de travailleurs d'appoint chez les hommes ou chez les femmes. À partir des données transversales provenant de secteurs de recensement pour les principales régions métropolitaines canadiennes pour 1951 et 1961, Kunin<sup>30</sup> a examiné les hypothèses du retrait cyclique et du travailleur d'appoint. Ses conclusions confirment la dominance générale de l'effet du retrait cyclique. Il a mis en évidence cependant un effet de travailleur d'appoint chez les femmes pour les tranches supérieures de revenu.

De ce qui précède, on peut voir que la théorie propose et que les études empiriques confirment l'idée d'une courbe d'offre de travail incurvée vers l'arrière. Lorsque l'on examine le comportement actif des femmes mariées, objet de la présente étude, on a affaire à un groupe particulier, dont les caractéristiques personnelles, familiales et ménagères influent dans une large mesure sur son offre de travail sur le marché. La dichotomie stricte activité-loisirs du temps n'est plus acceptable lorsque l'on étudie l'offre de travail de ce groupe. Le travail ménager constitue un type majeur d'occupation des femmes mariées pendant la plus grande partie de leur vie conjugale, tant pour des raisons biologiques que culturelles.

Les femmes mariées peuvent donc partager leur temps de trois façons différentes: le travail actif, le travail ménager et les loisirs. Il faut prendre en considération le contexte familial lorsque l'on étudie l'offre de travail des femmes mariées. La quantité de travail offerte par un membre de la famille sur le marché est le résultat d'une décision familiale sur la répartition du temps de ses membres. Les préférences de travail des membres de la famille, le taux des salaires qu'ils touchent sur le marché, le revenu total de la famille, les désirs de consommation, la productivité du travail ménager individuel, les prix des substituts vendus sur le marché des biens et services ménagers ainsi que la composition et la taille de la famille sont des facteurs importants influant sur la décision relative au partage du temps des membres de la famille. La hausse du revenu réel, dans le cas des hommes adultes, a eu pour effet de réduire la durée de leur travail actif qui constitue la partie la plus importante de leur activité. Des études empiriques transversales confirment la relation inverse entre la hausse du revenu réel et le travail actif (taux d'activité de la population active) fourni par les femmes mariées, fait établi que l'on peut représenter concrètement par une courbe d'offre incurvée vers l'arrière. Mais, d'un autre côté, non seulement le taux d'activité des femmes mariées n'a pas baissé dans le temps, en dépit d'une hausse du revenu réel, mais encore il a augmenté rapidement (voir Introduction).

---

<sup>30</sup> Voir note 30, page 18.



Quelle est la cause de cette contradiction apparente entre les séries transversales et les faits établis par séries chronologiques? Diverses études<sup>31</sup> l'expliquent par la différence entre des facteurs statiques à un instant donné et des facteurs dynamiques dans le temps. Mais ces études n'ont pas défini un modèle rigoureux pour expliquer cette contradiction, de sorte qu'il n'y a pas eu de rapprochement complet ou précis. Mincer<sup>32</sup> a fait un grand pas vers la résolution de cette contradiction grâce à un modèle analytique rigoureux et en le testant avec les données transversales<sup>33</sup>.

La base théorique de son modèle est constituée par les notions classiques des effets de revenu et de substitution, auxquelles il ajoute deux caractéristiques: i) l'une est que les femmes mariées peuvent partager leur temps de trois façons différentes, c'est-à-dire entre le travail rémunéré, les loisirs et le travail ménager non rémunéré, et que ce partage du temps est une décision familiale, et ii) que les personnes ajustent leur consommation à leurs revenus permanents (hypothèse du revenu permanent de Friedman). Dans le contexte familial, la baisse du revenu dans le temps avait eu pour effet de réduire la durée du travail actif chez les hommes adultes, et il n'y a aucune raison pour croire que la situation ait été différente chez les femmes. Mais tandis que la quantité totale de travail (travail actif et travail ménager) chez les femmes diminuait, il y avait un déplacement du travail ménager vers le travail actif. Ces déplacements peuvent s'expliquer par l'évolution historique des autres variables. Les taux des salaires actifs féminins et les prix relatifs des substituts sur le marché des biens et services ménagers, comme par exemple les aliments préparés et les économiseurs de travail ménager, ont baissé. En d'autres termes, une heure de travail actif permet d'obtenir de plus grandes quantités de biens et services ménagers qu'auparavant. Des variations historiques ont eu pour effet de réduire l'effet de revenu négatif des variations de salaire sur le nombre d'heures consacrées au travail actif et de renforcer l'effet négatif sur les heures de travail ménager.

À un instant donné, cette généralisation relative au choix d'une occupation au cours d'une vie entière peut ne pas se vérifier, car la capacité de substitution peut varier en fonction du cycle vital (ainsi la présence de jeunes enfants réduit la

---

<sup>31</sup> Voir par exemple C.D. Long, *op. cit.*, pp. 97-140. Cet auteur examine les facteurs dynamiques dans le temps tels que: 1) la diminution du fardeau constitué par le travail ménager, par suite d'une baisse du nombre d'enfants, du perfectionnement des appareils ménagers, etc., 2) la baisse de la durée du travail au bureau et à l'usine, qui permet aux femmes de mieux s'acquitter de leur double fonction de salariée et d'épouse ou mère, 3) un plus grand nombre de possibilités d'emploi pour les femmes, 4) une hausse des salaires et un degré d'instruction plus élevé des femmes comparativement aux hommes.

<sup>32</sup> J. Mincer, "Labour Force Participation of Married Women", in *Aspects of Labour Economics, A Conference of the Universities - National Bureau Committee for Economic Research*, Princeton University Press, 1962, pp. 63-105.

<sup>33</sup> On passe en revue dans les pages suivantes quelques importantes études empiriques aux États-Unis et au Canada. Le présent examen ne vise pas à fournir une analyse complète de ces études. Certains points complémentaires provenant de ces études et d'autres études empiriques sont examinés dans les chapitres consacrés aux résultats empiriques de la présente étude.

capacité de substitution entre les biens et services offerts sur le marché et les biens et services ménagers). Par ailleurs des variations "transitoires" dans les variables (telles que le revenu, les taux de salaires, les conditions économiques, etc.) influent sur la période d'activité.

Sur cette base théorique, les hypothèses de Mincer sont que les variations des taux de salaires du marché peuvent avoir un effet de substitution relativement important sur le travail fourni sur le marché par les épouses; l'activité de l'épouse peut être d'autant plus grande que le revenu permanent du mari est plus bas et que l'élément négatif "transitoire" du revenu de ce dernier est plus grand.

Mincer propose une fonction d'offre de travail des femmes mariées de la forme:

$$m = \beta_p y + \gamma w + u$$

où  $m$  est la quantité de travail fournie sur le marché,  $y$  est un niveau possible permanent du revenu familial,  $w$  est le salaire actif à plein temps de l'épouse, et  $u$  indique d'autres facteurs ou goûts<sup>34</sup>. En testant de manière empirique son modèle, il ajouta trois autres variables afin d'exprimer la scolarité, les conditions économiques et la présence de jeunes enfants dans la famille.

Mincer a testé son modèle en utilisant diverses sortes de données transversales, agrégées et désagrégées se rapportant essentiellement aux femmes mariées de race blanche. Les sources étaient l'enquête de 1950 sur les dépenses des consommateurs du *Bureau of Labour Statistics*, le recensement de la population de 1950, ainsi que les relevés démographiques de 1955 et de 1957 du *Census Bureau*.

Les principaux résultats empiriques tirés de ces études transversales par l'auteur sont les suivants:

- a) Le revenu du mari est en fonction inverse du taux d'activité de l'épouse. Le taux de salaire de l'épouse agit positivement sur sa propre offre de travail sur le marché, et cet effet positif est près de deux fois supérieur à l'effet négatif de revenu en termes d'élasticité. Cela confirme l'explication théorique d'un

---

<sup>34</sup> Mincer réécrit son équation en posant  $y = x_p + w$ , où  $x_p$  est le niveau permanent du revenu familial à l'exception des gains de l'épouse, et qui est pour des raisons empiriques confondu avec le revenu du mari. En substituant cette expression dans son modèle, celui-ci devient:

$$m = \beta_p x_p + \alpha w + u$$

où  $\alpha = \beta_p + \gamma$ . Mincer a modifié cette équation en ajoutant une variable supplémentaire ( $x_t$ , revenu transitoire) afin d'essayer de déterminer l'effet de l'élément transitoire du revenu. Mincer interprète le paramètre  $\beta_p$  comme étant "l'effet du revenu 'permanent' familial sur l'apport de travail actif de l'épouse, tout en maintenant sa capacité de gains actifs constante", et  $\alpha$  "représente l'effet de la capacité de gains actifs de l'épouse, tout en maintenant le revenu familial constant". On s'attend à ce que  $\beta_p < 0$  et  $\alpha < 0$ . Le paramètre  $\alpha$  dans la deuxième équation est interprété comme un "effet de prix relatif non compensé par une variation du revenu".



important effet de substitution. Les coefficients des variables supplémentaires représentant la présence de jeunes enfants dans la famille, le degré d'instruction de l'épouse et le chômage, étaient affectés du signe prévu, mais n'étaient pas significatifs du point de vue statistique.

- b) La réaction active de l'épouse au revenu transitoire est plus forte que celle au revenu permanent. Les épouses travailleront plus volontiers si le revenu présent du mari est inférieur à son revenu permanent.
- c) La présence de jeunes enfants affaiblit l'effet de salaire et renforce l'effet de revenu négatif du mari, ce qui s'explique par l'absence de biens substitués aux soins maternels, comme l'évoque Mincer.

De plus, Mincer a calculé les variations des gains à plein temps et non pas des gains courants des hommes, des femmes et les gains de la famille d'une année de recensement à l'autre, parce que l'on suppose que le problème du revenu transitoire en longue période ne se pose pas. Il utilisa ces variations des gains ainsi que la fonction d'offre qu'il avait évaluée à partir des études transversales pour estimer les variations des taux d'activité des épouses d'une décennie à l'autre. Son modèle prédit en moyenne environ 75 % de l'accroissement réel de l'activité des femmes mariées dans le temps.

Long<sup>35</sup> a commenté l'article de Mincer, en l'accueillant comme une oeuvre prudente et originale, mais en faisant ressortir deux inconvénients: a) certaines caractéristiques de l'étude semblent indiquer qu'il faut plus de deux variables (les gains des époux et des épouses) pour expliquer le comportement actif des femmes mariées, puisque le modèle de Mincer ne prédit pas entièrement les variations globales, et b) son modèle ne semble pas devoir s'appliquer aux données relatives aux femmes de race noire, dont le taux d'activité a baissé depuis 1900, et surtout depuis 1920<sup>36</sup>. Cette dernière étrangeté a constitué la raison initiale d'une vaste étude entreprise par Cain<sup>37</sup>.

Le modèle de Cain est construit sur les travaux de Mincer<sup>38</sup> et de Kosters<sup>39</sup>. Il modifie légèrement les modèles en question afin d'en étendre l'application à un plus grand éventail de données de différentes formes. Cain a utilisé des données agrégées transversales sur les régions métropolitaines provenant des recensements de la population de 1940, 1950 et 1960, ainsi que des données désagrégées, dans le cas des femmes mariées, à partir de l'enquête de la Fondation Scripps de 1955 sur la croissance des familles américaines et de l'échantillon au millièbre du recensement de 1960.

---

<sup>35</sup> C.D. Long, "Comment", in *Aspects of Labour Economics, A Conference of the Universities - National Bureau Committee for Economic Research*, Princeton University Press, Princeton, 1962, pp. 98-105.

<sup>36</sup> C.D. Long, "Comment", *op. cit.*, p. 104.

<sup>37</sup> C.G. Cain, *op. cit.*

<sup>38</sup> J. Mincer, *op. cit.*

<sup>39</sup> M. Kosters, *op. cit.*

Son principal objectif était d'étudier les déterminants du travail actif des femmes mariées, et d'expliquer pourquoi les femmes de race blanche mariées avaient des taux d'activité plus faibles, mais augmentant plus rapidement, que ceux de leurs homologues d'autres races, et pourquoi les taux d'activité des deux groupes ont augmenté dans le temps. Dans cette vaste étude, Cain a testé son modèle en utilisant deux types de données statistiques pour la population totale et les groupes blanc et non blanc, en introduisant des mesures empiriques pour plusieurs variables et en estimant leur effet sur les taux d'activité en se servant des méthodes de régression multiple. Fondamentalement, il a fait appel à trois mesures de l'offre de travail comme variables dépendantes: a) le taux d'activité (en pourcentage), b) des variables factices représentant la situation actuelle vis-à-vis de la population active, et c) le nombre de semaines de travail de l'épouse en 1959, variable plus continue, ayant pour valeur de 0 à 52. Un certain nombre de points et de conclusions intéressants ressortent de cette étude.

Les variables économiques se sont comportées conformément à la théorie; l'auteur a obtenu des coefficients significatifs qui faisaient ressortir un effet de revenu négatif et un effet de salaire positif. L'auteur a consacré une importante partie de son étude, en se servant d'un certain nombre de tests différents, à calculer les élasticités du taux d'activité par rapport aux gains des épouses, et celles du revenu des familles, à l'exception des gains des épouses, avec les deux ensembles de données. Ses résultats confirment la conclusion de Mincer sur l'existence d'un effet de salaire positif dépassant l'effet de revenu négatif, mais seulement dans le cas des données du recensement de 1950. Cela se vérifie également dans le cas des échantillons pour 1940, et 1960, mais uniquement lorsqu'on omet de la régression<sup>40</sup> les variables "enfants" et "degré d'instruction". Ces résultats ont, selon l'expression de Cain, affaibli mais non renversé les résultats préliminaires de Mincer. Les estimations de l'élasticité des salaires établies à partir des données désagrégées étaient supérieures aux estimations des élasticités de revenu mais Cain se méfie de ses résultats parce que les méthodes d'estimation de l'effet de salaire étaient assez grossières<sup>41</sup>. Les estimations de l'élasticité des salaires se rapportant aux estimations de l'élasticité du revenu, pour les femmes mariées non blanches étaient inférieures à celles de leurs homologues de race blanche. Cette constatation est conforme à la croissance plus rapide du taux d'activité des femmes mariées de race blanche, mais l'auteur n'explique pas la différence entre les élasticités du revenu des femmes mariées blanches et non blanches.

---

<sup>40</sup> Il avance que l'effet de salaire diminue dans ces régressions parce que les deux variables agissent en partie comme variables factices représentant l'effet de salaire. Le degré d'instruction peut agir comme variable factice représentant un rendement non monétaire du travail actif, et dans des études transversales, représentant les goûts pour le travail actif. La variable "enfants" peut servir en partie de variable factice représentant un effet de salaire aussi longtemps que la variable salaires n'est pas la bonne, parce que des études empiriques ont montré une relation inverse entre le nombre d'enfants et les gains possibles de l'épouse. Les variables revenus et gains de Cain pour 1940 sont différentes et moins satisfaisantes que celles pour 1950 et 1960. Voir Cain, *op. cit.*, p. 57 et pp. 84-85.

<sup>41</sup> Cain, *op. cit.*, p. 117.

Les résultats de Cain s'opposent à ceux de Mincer sur d'autres points. Les coefficients des variables "enfants", "degré d'instruction" et "chômage" ont été trouvés significatifs dans l'étude de Cain, qui a utilisé les mêmes données que Mincer, qui lui, avait trouvé des coefficients non significatifs.

Cain a utilisé la différence entre le revenu réel et un revenu "prévu" calculé, comme mesure de l'élément transitoire du revenu<sup>42</sup>. Il a constaté que le coefficient de l'élément transitoire du revenu était négatif et significatif, mais inférieur en valeur absolue au coefficient du revenu "permanent" ou "prévu". Sa conclusion est en contradiction avec les résultats de Mincer, qui affirme le contraire, mais Cain ne fait pas preuve de trop de dogmatisme quant à ses résultats et il laisse entendre qu'il y a de bonnes chances pour que la valeur relative des deux concepts de revenu s'articule sur les définitions et les mesures particulières adoptées.

Une autre conclusion intéressante a été que le chômage a un effet négatif persistant (bien que non significatif dans le cas des femmes de couleur) sur le taux d'activité global des femmes mariées. Ce résultat confirme l'affirmation selon laquelle l'hypothèse du retrait cyclique est dominante.

La partie la plus originale du travail de Cain réside dans l'analyse de l'activité des femmes mariées de couleur. Son étude jette beaucoup de lumière sur la différence persistante que l'on avait observée en ce qui concerne les taux d'activité plus élevés des femmes mariées non blanches, et l'effet contraire moindre de la présence d'enfants sur la recherche de travail actif par les femmes mariées de couleur. Cain avance quatre raisons expliquant principalement ces différences, et il fournit certaines preuves empiriques pour les appuyer: i) il souligne la dominance du travail à temps partiel chez les femmes mariées de couleur, ce qui signifie que les taux d'activité surestiment la quantité de travail qu'elles offrent sur le marché, ii) les femmes mariées de couleur ont besoin de moins de travail ménager par suite des conditions d'habitation moins favorables, de la taille moindre des logements et du fait que davantage de ménages partagent le même logement, iii) une instabilité familiale plus grande que chez les femmes mariées blanches, ce qui encourage les femmes de couleur mariées à conserver des relations plus étroites avec le marché du travail, parce qu'elles peuvent avoir à subvenir aux besoins de leur famille en utilisant leur propre salaire, et iv) les femmes mariées de couleur font peut-être face à moins de discrimination que leur mari, ce qui mène à une certaine substitution dans le travail actif entre conjoints<sup>43</sup>.

Cain attribue l'accroissement plus rapide des taux d'activité des femmes mariées blanches en partie à la concentration des femmes mariées de couleur dans les services domestiques, profession en régression. Quant à la hausse des taux

---

<sup>42</sup> *Ibid.*, p. 92.

<sup>43</sup> Cain, *op. cit.*, p. 119.

d'activité globaux des femmes mariées dans le temps, il estime qu'elle "n'est qu'en partie expliquée", et que des recherches supplémentaires doivent être faites pour en obtenir une explication définitive.

L'étude la plus importante des taux d'activité de plusieurs groupes de population est celle de Bowen et Finegan<sup>44</sup>. Ces derniers ont consacré trois chapitres de leur livre à l'activité des femmes mariées<sup>45</sup>. Leur objectif principal était d'étudier les facteurs agissant sur le travail actif des femmes mariées, et d'expliquer la tendance générale à la hausse de leurs taux d'activité.

Leur cadre conceptuel se fonde sur la théorie générale des options et subit fortement l'influence des travaux de Mincer<sup>46</sup> et Becker<sup>47</sup>. Ils utilisent un modèle linéaire à équation unique et emploient les méthodes de régression multiple pour estimer l'effet de plusieurs facteurs sur le taux d'activité des femmes mariées. Les données utilisées proviennent des recensements de 1940, 1950 et 1960, ainsi que des enquêtes mensuelles auprès des ménages faites entre 1947 et 1967. Les données du recensement de 1960 ont été utilisées sous une forme agrégée, ainsi que des observations individuelles tirées de l'échantillon d'un millièm.

Les auteurs ont construit avec soin les mesures empiriques de plusieurs variables et ont pris comme variables dépendantes trois mesures de la quantité de travail offerte sur le marché: i) les taux d'activité (en pourcentage), ii) une variable dichotomique (0,1) indiquant le statut professionnel des femmes mariées à un moment donné, et iii) la durée du travail des femmes mariées qui étaient "au travail" pendant la semaine de recensement. Dans l'exposé de leurs résultats, les auteurs classent les facteurs influant sur les taux d'activité en deux groupes: a) les caractéristiques individuelles et ménagères, et b) les conditions du marché du travail.

Leurs constatations empiriques peuvent être résumées brièvement ainsi:

1. Les variables économiques se sont comportées conformément aux prévisions théoriques. Le revenu de l'époux, ou le revenu familial à l'exception des gains de l'épouse, exerce un effet négatif sur la quantité de travail offerte sur le marché par les femmes mariées, cependant que les gains des femmes ont un effet positif.
2. Les coefficients des variables représentant la présence d'enfants dans la famille ont, comme il fallait s'y attendre, un signe négatif; et ils sont significatifs statistiquement, mais l'âge des enfants joue un rôle important dans la détermination de la quantité de travail offerte par leur mère sur le marché.

---

<sup>44</sup> W.G. Bowen et T.A. Finegan, *The Economics of Labour Force Participation*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1969.

<sup>45</sup> Ce bref examen est consacré à ces trois chapitres qui traitent de l'activité des femmes mariées.

<sup>46</sup> Mincer, *op. cit.*

<sup>47</sup> G.S. Becker, "A Theory of the Allocation of Time", *The Economics Journal*, septembre 1965.



3. Une relation positive prononcée existe entre le nombre d'années de scolarité des femmes mariées et leur taux d'activité, lorsqu'on prend en considération des taux d'activité "ajustés"<sup>48</sup>. Cette relation n'est pas claire dans le cas des taux d'activité "non ajustés"<sup>49</sup>.
4. Une forte variable explicative du statut professionnel des femmes mariées était la dernière profession de la femme mariée. Les caractéristiques professionnelles qui influeraient sur la décision d'une épouse de se joindre à la population active sont: i) les gains, ii) le revenu psychologique, iii) les gains futurs, iv) les possibilités de travail à temps partiel, et v) la facilité d'accès.
5. Dans un test faisant appel au statut professionnel du mari comme variable explicative, les auteurs ont trouvé que les femmes mariées dont les maris sont au chômage ont considérablement plus de chances de se joindre à la population active, ce qui permettait de conclure à l'existence d'un effet de "travailleur d'appoint". Mais l'effet net du chômage global dans les régions métropolitaines s'est traduit par une baisse du taux d'activité global des femmes mariées, ce qui confirme l'idée que l'effet du retrait cyclique est dominant. Leurs conclusions confirment celles de Mincer, selon lesquelles des diminutions transitoires du revenu familial entraînent une hausse des taux d'activité des épouses plus élevée que lorsqu'il y a diminution permanente. Mais les auteurs admettent que leur test n'est pas très perfectionné et que Mincer et Cain ont tous les deux mis au point des moyens plus originaux et plus intéressants pour traiter ce problème<sup>50</sup>.
6. Sur ce qui concerne les différences entre les taux d'activité des femmes mariées de race blanche et de race noire, les conclusions des auteurs sont essentiellement les mêmes que celles de Cain<sup>51</sup> et appellent les mêmes explications<sup>52</sup>. Ils étudient séparément le groupe des femmes mariées de couleur autres que celles de race noire, et ils concluent à l'existence d'un taux d'activité beaucoup plus élevé pour ce groupe que pour les épouses de race blanche ou noire. Leur explication fondamentale sont "les différences de goûts d'origine culturelle"<sup>53</sup>.
7. Les autres variables, représentant l'offre de travail des femmes, les coûts de substitution à la charge de femme mariée qui accepte un travail actif, ainsi que

---

<sup>48</sup> Les auteurs interprètent les résultats en examinant les taux d'activité "ajustés" et bruts. Les taux "ajustés" sont établis à partir des régressions estimées en utilisant les coefficients des autres variables (à l'exception de la caractéristique de référence, qui est représentée par un ensemble de variables factices) afin d'estimer ce que le taux d'activité aurait été pour le groupe ayant cette caractéristique particulière s'il s'était agi de "moyennes" exprimées en termes des autres caractéristiques représentées par les autres variables de la régression. Voir Bowen et Finegan, *op. cit.*, pp. 642-644.

<sup>49</sup> La relation positive accentuée observée chez les femmes mariées de race noire n'existe que chez celles qui ont au moins 16 années de scolarité.

<sup>50</sup> Bowen et Finegan, *op. cit.*, p. 148.

<sup>51</sup> Cain n'a pas étudié les femmes mariées noires indépendamment des autres femmes mariées de couleur.

<sup>52</sup> Bowen et Finegan, *op. cit.*, p. 93.

<sup>53</sup> *Ibid.*, pp. 96-97.



la demande de travail féminin, étaient significatives, affectées comme prévu du signe négatif habituel dans les deux premiers cas, et du signe positif dans le dernier.

8. Les auteurs ont essayé d'expliquer la tendance générale à la hausse du taux d'activité des femmes mariées au cours de la période 1948-1965. À partir de leurs résultats empiriques, ils en vinrent à la conclusion que cette hausse ne saurait s'expliquer en termes d'un effet de revenu négatif qui aurait été contrebalancé par un effet de substitution plus puissant. Leur modèle transversal prédisait une hausse de 6.8 points du taux d'activité des femmes mariées, alors que l'augmentation réelle, après correction de la variation des facteurs démographiques, a atteint 14.6 points. Ils ont fait appel à des variations d'autres facteurs tels que i) la durée du travail, ii) les prix et les modes de production des biens ménagers, et iii) les aspirations de revenu, afin d'expliquer le restant de l'accroissement du taux d'activité des femmes mariées. Les auteurs se sont livrés à quelques calculs grossiers ainsi qu'à des conjectures sur l'impact quantitatif de ces facteurs sur le taux d'activité, pour conclure que la hausse du taux d'activité des femmes mariées entre 1948 et 1965 semble explicable en grande partie, sans avoir à faire appel de nouveau à des explications du genre de "l'évolution des attitudes de la société envers l'épouse active"<sup>54</sup>.

Des études empiriques ont été également entreprises au Canada sur le statut professionnel des femmes mariées<sup>55</sup>. Les études empiriques canadiennes sont plus limitées par leur nombre et par le domaine abordé que les enquêtes semblables entreprises aux États-Unis par suite de l'absence de données appropriées. Cette contrainte a obligé les chercheurs à s'en tenir à une seule dimension de la quantité de travail fournie par les femmes mariées sur le marché (le taux d'activité) et à examiner l'effet de quantités limitées de facteurs sur le comportement actif des femmes mariées.

Les trois premières de ces études, que nous examinons dans les pages suivantes, font appel à des données, publiées ou non, provenant du recensement du Canada de 1961 et seule la quatrième utilise des observations individuelles sur les ménages provenant de l'enquête sur les finances des consommateurs de 1964.

La première étude, celle d'Allingham<sup>56</sup>, porte sur le taux d'activité des femmes. L'auteur considère le taux d'activité comme une fonction de facteurs démographiques, économiques et autres facteurs sociaux, interreliés. Dans ce contexte, il examine les effets de l'âge et du degré d'instruction des femmes

---

<sup>54</sup> Bowen et Finegan, *op. cit.*, p. 240.

<sup>55</sup> La plupart des études canadiennes dans ce domaine ont été préparées ou entreprises sous la direction de S. Ostry à l'époque où elle était directeur de la Section des recherches et études, au Bureau fédéral de la statistique.

<sup>56</sup> Bureau fédéral de la statistique, *Special Labour Force Studies*, n° 5, *Women who Work: Part 1, The Relative Importance of Age, Education, and Marital Status for Participation in the Labour Force*, de J.D. Allingham, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1967.

mariées sur leur statut professionnel. Les totalisations transversales des taux d'activité des femmes, selon l'état matrimonial et l'âge (vérifié selon le degré d'instruction) ont servi à déterminer l'importance relative de l'état matrimonial, de l'éducation et de l'âge sur le taux d'activité. Pour ce qui est des femmes mariées, l'auteur conclut que l'éducation a un effet indépendant positif sur le taux d'activité et constitue un facteur plus important que l'âge. Il affirme que l'âge en soi (pour le groupe d'âge 15-24 ans) n'est pas un facteur très important, mais la relation observée entre l'âge et le taux d'activité est la conséquence d'autres faits relatifs à l'âge, jouant un rôle plus décisif dans les décisions relatives à l'activité (comme par exemple, la maternité).

Dans une seconde étude, Allingham et Spencer<sup>57</sup> ont étudié non seulement l'effet de l'éducation et de l'âge des femmes mariées sur leur activité, mais encore l'effet et l'importance de la présence d'enfants, l'importance de la collectivité dans laquelle elles vivent ainsi que le degré d'instruction de leur mari, qui sert de substitut pour ses gains présents et possibles. Ils ont utilisé l'analyse de régression plutôt que des totalisations transversales, afin d'examiner l'ampleur et la direction de l'effet de ces facteurs sur le statut professionnel des femmes mariées.

Leurs conclusions confirment les résultats obtenus précédemment par Allingham sur le rôle insignifiant de l'âge en soi sur la décision de l'épouse de répartir son temps entre le travail actif et le travail ménager, et sur l'importance appréciable (avec un effet positif sur le taux d'activité) du degré d'instruction de la femme mariée, variable la plus significative dans le cas des femmes de plus de 45 ans. Pour ce qui est des femmes mariées plus jeunes, la variable la plus significative affectant (négativement) le taux d'activité est celle qui représente la présence de jeunes enfants. Le niveau d'instruction de l'épouse constitue le deuxième facteur influant sur la décision de se joindre à la population active. Le degré d'instruction de l'époux, substitut de son revenu, a un effet négatif sur l'activité de l'épouse, principalement dans le cas des femmes plus âgées. L'effet le plus faible sur la décision de l'épouse de se joindre à la population active relève de la variable "catégorie d'habitat" (région métropolitaine, autre région urbaine, région rurale non agricole, région rurale agricole). Elle montre néanmoins que plus le centre dans lequel l'épouse habite est important, plus il y a de chances qu'elle fasse partie de la population active.

La troisième étude, celle qui utilise des données agrégées provenant du recensement de 1961, a été faite par S. Ostry<sup>58</sup>. Le domaine étudié est plus vaste que celui du taux d'activité des femmes mariées, mais l'auteur consacre une importante partie de son étude à un examen des divers facteurs qui peuvent agir

---

<sup>57</sup> Bureau fédéral de la statistique, *Special Labour Force Studies, Series B*, n° 2, *Women who Work: Part 2, Married Women in the Labour Force: The Influence of Age, Education, Child-Bearing Status and Residence*, de J.D. Allingham et B.G. Spencer, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1968.

<sup>58</sup> S. Ostry, *La travailleuse au Canada*, monographie du recensement de 1961, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1968.

sur les activités des femmes mariées. Les totalisations et les relevés d'activité groupant les femmes selon certaines caractéristiques choisies, ainsi que l'analyse de la variance et les méthodes de régression multiple ont servi à étudier l'effet de plusieurs facteurs sur la décision des épouses relativement à leur statut professionnel. Les totalisations et les profils de cohorte et les profils transversaux d'activité font ressortir de nombreux aspects des activités des femmes mariées. Ainsi, c'est le profil transversal d'activité qui a permis de mettre en évidence le cycle de travail "à deux phases" au Canada en 1961, comme ce fut le cas aux États-Unis en 1950.

Les principales conclusions de l'étude de S. Ostry peuvent être résumées ainsi: la présence de jeunes enfants exerce une action très fortement contraire au travail actif, principalement dans le cas des jeunes mères de famille. Cette influence négative de la maternité baisse à mesure que l'âge augmente. Le degré d'instruction est un facteur plus important que l'âge, et il affecte positivement le taux d'activité des femmes mariées. Lorsque l'on prend en compte l'éducation, l'effet négatif de la présence de jeunes enfants, tout en demeurant fort, s'atténue. L'effet du revenu du mari sur l'activité de l'épouse est faiblement positif à des niveaux en dessous d'un "seuil" de \$5,000 à \$7,000, devenant fortement négatif pour des tranches supérieures de revenu. La catégorie d'habitat (urbain, rural) a un très faible effet sur le taux d'activité, mais l'influence régionale est beaucoup plus forte, indication d'une nette tendance à une activité moindre des femmes mariées dans la région de l'Atlantique et au Québec que dans le reste du Canada.

Spencer et Featherstone<sup>59</sup>, dans leur étude sur l'influence de plusieurs facteurs sur le taux d'activité des femmes mariées, ont utilisé des données désagrégées. L'étude est basée sur 4,476 observations de familles avec époux et épouse présents, provenant de l'enquête sur les finances des consommateurs de 1964. Les auteurs ont utilisé un modèle à équation unique, contenant une variable dichotomique (0, 1) dépendante indiquant le statut professionnel de l'épouse à un instant donné, et ils ont utilisé des méthodes de régression multiple pour l'estimation des paramètres.

Les conclusions de l'étude confirment les résultats antérieurs sur l'influence du revenu du mari, la maternité et la région de résidence sur le comportement actif des femmes mariées, et elles contiennent de nouveaux renseignements sur la situation financière de la famille par l'addition de variables supplémentaires, de la présence d'adultes "en plus", et de la résidence dans un centre métropolitain. Une augmentation dans le nombre d'éléments de patrimoine appartenant à une famille réduit la probabilité que l'épouse fasse partie de la population active, tandis que la hausse des dettes d'une famille aura l'effet opposé. Les deux facteurs ont un faible effet sur le comportement actif des femmes mariées, et les résultats ne

---

<sup>59</sup> Bureau fédéral de la statistique, *Special Labour Force Studies, Series B*, n° 4, *Married Female Labour Force Participation: A Micro Study*, de B.G. Spencer et D.C. Featherstone, Ottawa, 1970.

correspondent pas aux hypothèses des auteurs selon lesquelles la femme mariée se joint à la population active dans le but d'accumuler des éléments de patrimoine ou de permettre à la famille de s'endetter. La présence d'un adulte autre que l'époux et l'épouse dans la famille, peut avoir un effet positif sur le taux d'activité en fournissant un service de gardiennage pratique ou un effet négatif en accentuant la demande de travail ménager. Se fondant sur leurs résultats, les auteurs concluent que tout compte fait, la présence d'une telle personne encourage l'épouse à se joindre à la population active<sup>60</sup>. Enfin, les résultats confirment l'hypothèse selon laquelle plus le centre dans lequel l'épouse habite est important, plus il y a de chances qu'elle fasse partie de la population active.

À la lumière de ce bref examen de quelques-unes des théories de l'offre de travail et des études relatives au comportement actif des femmes mariées, on peut résumer le problème ainsi.

1. Au cours de la dernière décennie, on a consacré une quantité considérable de travaux économétriques à l'explication de l'offre de travail des femmes mariées sur le marché. Ces études se sont concentrées sur les déterminants de la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active en étudiant non seulement l'effet des facteurs économiques, mais encore l'effet des facteurs démographiques, sociaux et culturels afin d'essayer d'expliquer les variations dans le comportement actif des femmes mariées à un moment donné, ainsi que la forte augmentation de la quantité de travail que ce groupe de la population offre sur le marché.

2. Des restrictions dans l'existence de données adéquates ont obligé la recherche économétrique présente à se consacrer principalement à une seule dimension de l'offre de travail (le taux d'activité), en laissant pratiquement de côté les autres dimensions du marché du travail. Il ne fait pas de doute que ces études ont permis d'apporter des renseignements précieux sur le processus de l'offre de travail. Si, cependant, on développait ces études de façon à englober d'autres dimensions, comme par exemple le nombre d'heures que la personne est disposée à travailler, celles-ci pourraient sans doute modifier les conclusions présentes.

3. Les études empiriques ont essayé d'estimer l'offre agrégée de travail (population totale, ou groupe de celle-ci) par un modèle à équation unique qui sous-entendrait que toutes les variables indépendantes sont exogènes. Cette façon d'agir ne tient pas compte du fait que les réactions de l'offre de travail aux variations de certaines variables (principalement les taux de salaires) se traduisent par des effets de retour qui modifient ces variables et masquent donc l'interprétation des résultats<sup>61</sup>.

---

<sup>60</sup> B.G. Spencer et D.C. Featherstone, *op. cit.*, p. 85.

<sup>61</sup> À ma connaissance, seul Cain a tenté un système à équations simultanées. Les résultats n'ont pas été satisfaisants, et selon l'auteur, l'essai doit être considéré comme un échec. Voir Cain, *op. cit.*, p. 149.



Nous avons été amenés à entreprendre cette étude par les considérations suivantes:

- i) Il n'existait pas d'études empiriques canadiennes exhaustives mettant en valeur le grand nombre de facteurs susceptibles d'influer sur l'activité des épouses.
- ii) Les conclusions d'enquêtes menées aux États-Unis laissaient entrevoir la possibilité de recherches plus poussées dans le domaine des taux d'activité des femmes mariées.
- iii) Il existait des données statistiques plus détaillées non publiées permettant l'examen de l'influence de nombreux facteurs sur l'activité des femmes mariées.





## CHAPITRE III

### LE MODÈLE, LES HYPOTHÈSES À TESTER ET LES DONNÉES

On se propose dans le présent chapitre d'élaborer un modèle pour le calcul de la fonction d'offre de travail actif des femmes mariées et d'utiliser ce modèle afin d'examiner un certain nombre d'hypothèses sur les facteurs influant sur le comportement actif des femmes mariées. Ce chapitre contient également une brève discussion des données statistiques qui seront utilisées lors du test empirique du modèle.

Le modèle élaboré pour le calcul de la fonction d'offre de travail sur le marché des femmes mariées se base sur la théorie des décisions de consommation. La famille<sup>1</sup> est considérée comme étant l'unité de prise de décision adéquate, qui essaye de maximiser son utilité (qui est fonction du revenu, des loisirs de chaque membre et du travail ménager de l'épouse), compte tenu des contraintes de revenu et de temps. Pour des raisons de simplicité, on suppose que la famille se compose de deux personnes adultes: l'époux et l'épouse<sup>2</sup>.

La fonction d'utilité de la famille est<sup>3</sup>:

$$U = U(L_H, L_W, HK, I) \quad (III.1)$$

compte tenu des contraintes de revenu et de temps:

$$I = OY + (T - L_H) W_H + (T - L_W - HK) W_W + HK W_F \quad (III.2)$$

où:  $L_H$  = loisirs de l'époux.

$L_W$  = loisirs de l'épouse.

$HK$  = travail ménager de l'épouse.

$I$  = revenu total familial, y compris le travail ménager.

$OY$  = revenu familial, sauf les gains.

$T$  = temps total disponible par personne lors de la période d'offre (par exemple, un jour).

$W_H$  = taux de salaire de l'époux par unité de temps (par ex., par heure).

$W_W$  = taux de salaire de l'épouse sur le marché du travail, par unité de temps.

$W_F$  = taux de salaire (imputé) de l'épouse pour le travail ménager, par unité de temps<sup>4</sup>.

$(MW) = (T - L_W - HK)$  = offre de travail de l'épouse sur le marché.

$(MW)_H = (T - L_H)$  = offre de travail de l'époux sur le marché.

<sup>1</sup> On définit la famille comme étant un certain nombre de personnes unies par des liens juridiques ou non, qui mettent leurs ressources en commun et qui prennent des décisions ensemble sur les dépenses et l'affectation du temps de chaque membre.

<sup>2</sup> On peut facilement généraliser le modèle pour une famille de plus de deux personnes en incluant les loisirs des autres membres comme argument dans la fonction d'utilité de la famille, et leur revenu provenant du travail actif dans le revenu total.

<sup>3</sup> Le raisonnement qui a fait inclure le travail ménager comme argument dans la fonction d'utilité de la famille est, qu'en plus de l'utilité obtenue des salaires imputés de l'épouse pour son travail ménager, l'utilité de la famille est affectée positivement si le travail est effectué par l'épouse. Ainsi, même si une partie du travail effectué par l'épouse (par ex., les soins aux enfants) pourrait être fait par une femme de ménage engagée à cette fin, les membres de la famille bénéficieraient de façon générale de plus d'utilité si le travail était exécuté par l'épouse.

<sup>4</sup> Le taux de salaire de l'épouse pour le travail ménager peut être défini comme étant le coût d'obtention des mêmes services sur le marché.

On suppose que la fonction d'utilité  $U$  possède les propriétés habituelles, et qu'elle a un maximum compte tenu des contraintes de revenu et de temps (III.2)<sup>5</sup>. On peut en dériver les conditions d'équilibre en se servant d'un multiplicateur de Lagrange  $\lambda$ , et en maximisant (III.3)<sup>6</sup>.

$$L = U(L_H, L_W, HK, I) + \lambda [OY + (T-L_H) W_H + (T-L_W-HK) W_W + HKW_F - I] \quad (III.3)$$

Les conditions du premier ordre sont:

$$\begin{aligned} U_1 - \lambda W_H &= 0 \\ U_2 - \lambda W_W &= 0 \\ U_3 - \lambda(W_W - W_F) &= 0 \\ U_4 - \lambda &= 0 \end{aligned} \quad (III.4)$$

$$OY + (T-L_H) W_H + (T-L_W-HK) W_W + HKW_F = I$$

$$\text{où } U_1 = \frac{\partial U}{\partial L_H}, U_2 = \frac{\partial U}{\partial L_W}, \text{ etc.}$$

Des variations dans les salaires et le revenu vont modifier l'affectation du temps des membres de la famille, mais la nouvelle affectation établie sur la base des nouveaux salaires et du nouveau revenu va néanmoins continuer à satisfaire aux équations (III.4).

L'importance de l'effet des variations dans le revenu et les salaires sur l'affectation du temps des membres de la famille peut se déterminer en laissant toutes les variables varier simultanément. On y arrive par une différentiation totale des équations (III.4), et on peut en présenter les résultats sous forme matricielle de la façon suivante:

$$\begin{bmatrix} U_{11} & U_{12} & U_{13} & U_{14} - W_H \\ U_{21} & U_{22} & U_{23} & U_{24} - W_W \\ U_{31} & U_{32} & U_{33} & U_{34} - (W_W - W_F) \\ U_{41} & U_{42} & U_{43} & U_{44} - 1 \\ -W_H & -W_W & -(W_W - W_F) & -1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dL_H \\ dL_W \\ dHK \\ dI \\ d\lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda dW_H \\ \lambda dW_W \\ \lambda d(W_W - W_F) \\ 0 \\ -dOY - (T-L_H)dW_H \\ -(T-L_W-HK)dW_W - HKdW_F \end{bmatrix} \quad (III.5)$$

$$\text{où: } U_{11} = \frac{\partial U_1}{\partial L_H}, U_{12} = \frac{\partial U_1}{\partial L_W}, \text{ etc.}$$

<sup>5</sup> On suppose que  $U$  est une fonction telle que les dérivées partielles premières et secondes existent et que:

$$d^2U = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N U_{ij} dx_i dx_j < 0 \text{ sujet de } dU = \sum_{i=1}^N U_i dx_i = 0$$

où  $x_i$  sont les arguments de la fonction  $U$ , et  $U_i$  et  $U_{ij}$  sont les dérivées partielles premières et secondes. Voir R.G.D. Allen, *Mathematical Economics*, MacMillan Co., Ltd., (2e édition), Londres, 1963, pp. 654-660, et J.R. Hicks, *Value and Capital*, Oxford, Clarendon Press (2e édition), 1962, pp. 305-307.

<sup>6</sup> La même différentiation de base a été utilisée par: a) M. Kosters, dans sa thèse de doctorat non publiée "*Income and Substitution Parameters in a Family Labor Supply Model*", University of Chicago, mai 1966; b) M.S. Cohen, S.A. Rea Jr. et R.I. Lerman, dans leur publication *A Micro-Model of Labor Supply*, B.L.S. Staff Paper 4, U.S. Department of Labor, 1970.

On peut calculer à partir du système (III.5) l'offre de travail actif de l'époux et de l'épouse. L'offre de travail actif de l'épouse, la fonction(MW), s'obtient en résolvant le système par rapport à dL<sub>W</sub> et dHK, en prenant la dérivée d(MW), puisque (MW) = T - (L<sub>W</sub> + HK), et en intégrant l'équation par rapport à d(MW).

La solution du système (III.5) en appliquant la règle de Cramer à dL<sub>W</sub> et dHK donne:

$$dL_W = \frac{\lambda D_{12}}{D} dW_H + \left[ \frac{\lambda D_{22}}{D} + \frac{\lambda D_{32}}{D} \right] dW_W - \frac{\lambda D_{32}}{D} dW_F - [dOY + (T-L_H) dW_H + (T-L_W-HK) dW_W + HKdW_F] \frac{D_{52}}{D} \quad (III.6)$$

où D est le déterminant de la matrice des équations (III.5), et D<sub>ij</sub>, le cofacteur de l'élément (i,j)<sup>7</sup>.

$$dHK = \frac{\lambda D_{13}}{D} dW_H + \left[ \frac{\lambda D_{23}}{D} + \frac{\lambda D_{33}}{D} \right] dW_W - \frac{\lambda D_{33}}{D} dW_F - [dOY + (T-L_H) dW_H + (T-L_W-HK) dW_W + HKdW_F] \frac{D_{53}}{D} \quad (III.7)$$

La variation de la durée des loisirs de l'épouse (L<sub>W</sub>) en fonction des variations de revenu (OY), toutes choses étant égales par ailleurs, est:

$$\frac{\partial L_W}{\partial OY} = - \frac{D_{52}}{D} \text{ (effet de revenu)} \quad (III.8)$$

Pour calculer un effet de substitution pur, il faut qu'une variation du taux de salaire (W<sub>W</sub>) s'accompagne d'une variation du revenu, de sorte que la famille ne s'en trouve ni mieux, ni moins bien (c'est-à-dire qu'elle demeure sur la même courbe d'indifférence), ce qui signifie que dU doit être égal à zéro.

D'où:

$$dU = U_1 dL_H + U_2 dL_W + U_3 dHK + U_4 dI = 0 \quad (III.9)$$

en se servant des équations (III.4) et en substituant dans (III.9), on a:

$$dU = \lambda W_H dL_H + \lambda W_W dL_W + \lambda (W_W - W_F) dHK + \lambda dI = 0$$

D'où:

$$W_H dL_H + W_W dL_W + (W_W - W_F) dHK + dI = 0 \quad (III.10)$$

<sup>7</sup> Le signe est contenu dans D<sub>ij</sub>, et il est égal à (-1)<sup>i+j</sup> fois le mineur de l'élément (i+j). La quantité de travail fournie sur le marché par l'époux, soit (T-L<sub>H</sub>), et celle fournie par l'épouse, soit (T-L<sub>W</sub>-HK), ainsi que le travail ménager (HK) de l'épouse de l'équation (III.6) et les équations suivantes, sont des valeurs d'équilibre déterminées lors de la maximisation de U, compte tenu de taux de salaire et de revenu déterminés de façon exogène, autres que les gains.

Puisque  $\lambda \neq 0$ , on peut voir à partir de l'équation (III.10) que le côté droit de la dernière équation de (III.5) doit être égal à zéro pour une variation de revenu compensée par le salaire. Donc:

$$\left( \frac{\partial L_W}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} = \frac{\lambda D_{22}}{D} + \frac{\lambda D_{32}}{D} \quad (\text{III.11})$$

De même, en apportant une variation compensatoire dans le revenu:

$$\left( \frac{\partial L_W}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} = \frac{\lambda D_{12}}{D} \quad \text{et} \quad \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} = - \frac{\lambda D_{32}}{D} \quad (\text{III.12})$$

On peut écrire l'équation (III.6) sous la forme:

$$\begin{aligned} dL_W &= \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} dW_H + \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} dW_W + \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} dW_F \\ &+ [dOY + (T-L_H) dW_H + (T-L_W-HK) dW_W + HK dW_F] \left( \frac{\partial L_W}{\partial OY} \right) \\ &= \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} + (T-L_H) \frac{\partial L_W}{\partial OY} \right] dW_H + \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (T-L_W-HK) \frac{\partial L_W}{\partial OY} \right] dW_W \\ &+ \left[ \frac{\partial L_W}{\partial W_F} \right]_{\bar{u}} + (HK) \frac{\partial L_W}{\partial OY} \Big] dW_F + \left( \frac{\partial L_W}{\partial OY} \right) dOY \end{aligned} \quad (\text{III.13})$$

En suivant le même raisonnement:

$$\begin{aligned} dHK &= \left[ \left( \frac{\partial HK}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} + (T-L_H) \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dW_H + \left[ \left( \frac{\partial HK}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (T-L_W-HK) \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dW_W \\ &+ \left[ \left( \frac{\partial HK}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} + (HK) \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dW_F + \left( \frac{\partial HK}{\partial OY} \right) dOY \end{aligned} \quad (\text{III.14})$$

La quantité de travail fournie sur le marché par l'épouse est:

$$(MW) = T - (L_W + HK),$$



Par conséquent:

$$d(MW) = -d(L_W + HK),$$

$$\frac{\partial(MW)}{\partial OY} = - \frac{\partial L_W}{\partial OY} - \frac{\partial HK}{\partial OY}$$

$$\left[ \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right] \bar{u} = - \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_W} \right) \bar{u} - \left( \frac{\partial HK}{\partial W_W} \right) \bar{u}$$

$$\left[ \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right] \bar{u} = - \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_H} \right) \bar{u} - \left( \frac{\partial HK}{\partial W_H} \right) \bar{u}$$

$$\left[ \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right] \bar{u} = - \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_F} \right) \bar{u} - \left( \frac{\partial HK}{\partial W_F} \right) \bar{u} \quad (III.15)$$

Les équations (III.13), (III.14) et (III.15) donnent l'équation:

$$\begin{aligned} d(MW) = & \left[ - \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_H} \right) \bar{u} + \left( \frac{\partial HK}{\partial W_H} \right) \bar{u} \right] - (T \cdot L_H) \left[ \frac{\partial L_W}{\partial OY} + \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] \right] dW_H + \left[ - \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_W} \right) \bar{u} \right] \right. \\ & + \left. \left( \frac{\partial HK}{\partial W_W} \right) \bar{u} \right] - (T \cdot L_W - HK) \left[ \frac{\partial L_W}{\partial OY} + \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dW_W \\ & + \left[ - \left[ \left( \frac{\partial L_W}{\partial W_F} \right) \bar{u} + \left( \frac{\partial HK}{\partial W_F} \right) \bar{u} \right] - HK \left[ \frac{\partial L_W}{\partial OY} + \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] \right] dW_F + \left[ - \frac{\partial L_W}{\partial OY} - \frac{\partial HK}{\partial OY} \right] dOY \end{aligned}$$

ou encore

$$\begin{aligned} d(MW) = & \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right) \bar{u} + (T \cdot L_H) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] dW_H + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right) \bar{u} \right. \\ & + (T \cdot L_W - HK) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \left. \right] dW_W + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right) \bar{u} + HK \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] dW_F \\ & + \left( \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right) dOY \end{aligned} \quad (III.16)$$

En intégrant l'équation (III.16), on obtient la courbe d'offre de travail actif de l'épouse :

$$(MW) = \alpha + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W)_H \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_H + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_W + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} + (\hat{H}K) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_F + \left( \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right) OY \quad (III.17)$$

dans laquelle l'accent circonflexe dénote les valeurs d'équilibre (précédentes).

Le coefficient du taux de salaire de l'époux dans l'équation (III.17) se compose d'un effet de revenu  $(\hat{M}W)_H \frac{\partial(MW)}{\partial OY}$  et d'un effet de substitution  $\left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_H} \right)_{\bar{u}}$  croisé qui est la conséquence d'une variation dans  $(W_H)$  sur  $(MW)$ , toutes choses étant égales par ailleurs. Si l'on suppose que l'effet de substitution croisé est nul, on peut réécrire l'équation (III.17) de la façon suivante<sup>8,9</sup> :

$$(MW) = \alpha + \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \left[ (\hat{M}W)_H W_H + OY \right] + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_W + \left[ \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_F} \right)_{\bar{u}} + (\hat{H}K) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \right] W_F \quad (III.18)$$

L'équation (III.18) exprime la quantité de travail actif offerte sur le marché par l'épouse en fonction du revenu familial, à l'exception des gains de l'épouse proprement dite, soit  $(I - W)$ , et du taux de salaire de l'époux pour son travail actif  $(W_W)$  et son travail ménager  $(W_F)$ . On peut donc écrire la fonction d'offre de travail actif correspondant à l'équation (III.18) sous la forme suivante :

$$(MW) = f(I-W, W_W, W_F) \quad (III.20)$$

Mais la fonction d'offre de travail précédente a été calculée en vertu de l'hypothèse implicite "toutes choses étant égales par ailleurs", ce qui signifie, en particulier, que les goûts et les préférences sont les mêmes chez les individus. Cette

<sup>8</sup> On pose cette hypothèse afin de faciliter l'analyse empirique car les données sur le revenu  $(OY)$  sont souvent inexistantes, et lorsqu'elles existent, elles sont inexactes.

<sup>9</sup> A partir de l'équation (III.17) on peut calculer l'effet d'une variation dans le taux de salaire de l'épouse sur le marché, toutes choses étant égales par ailleurs, sur la quantité de travail actif qu'elle offre :

$$\frac{\partial(MW)}{\partial W_W} = \left( \frac{\partial(MW)}{\partial W_W} \right)_{\bar{u}} + (\hat{M}W) \frac{\partial(MW)}{\partial OY} \quad (III.19)$$

Le deuxième terme du côté droit est l'effet de revenu, qui dépend de la valeur d'équilibre  $(MW)$ , tandis que le premier effet est l'effet de substitution pur.

hypothèse ne se vérifie pas dans la réalité, et il serait beaucoup trop facile d'ignorer cet aspect de la question. De nombreuses autres variables qui créent des différences individuelles doivent être contrôlées avant de déterminer l'effet des variables de l'équation (III.20) sur l'offre de travail des femmes mariées.

À cette fin, on introduit dans l'équation (III.20), une variable collective (0) qui représente toutes les variables empiriques susceptibles d'affecter les goûts et les préférences (examinées plus loin dans le présent chapitre). L'équation (III.20) devient donc:

$$(MW) = f(I-W, W_W, W_F, 0) \quad (III.21)$$

Des limitations dans les données et le fait que de nombreuses variables qui auraient pu servir d'hypothèses pour affecter les goûts et les préférences, sont inobservables, m'ont obligé à utiliser un nombre restreint de variables de contrôle dans l'analyse empirique. Il ne fait pas de doute que ces variables contrôlent imparfaitement les goûts et les préférences et laissent beaucoup à désirer. Les variables omises figurent dans le terme d'erreur (E) ainsi que les facteurs aléatoires<sup>10</sup>.

L'offre de travail actif des femmes mariées, après introduction du terme d'erreur, peut s'écrire sous la forme:

$$(MW) = f(I-W, W_W, W_F, 0, E) \quad (III.22)$$

C'est le modèle fondamental utilisé pour l'analyse empirique dans la présente étude<sup>11</sup>. On a supposé que toutes les relations entre (MW) et les variables explicatives étaient linéaires et additives<sup>12</sup>, et l'on a utilisé les méthodes de régression multiple (moindres carrés ordinaires) pour étudier l'influence de plusieurs variables sur la décision de l'épouse de rejoindre ou non la population active.

Les micro-données transversales utilisées dans l'estimation du modèle précédent proviennent d'une enquête sur les ménages faite en avril 1968 par le

---

<sup>10</sup> Nous supposons (ou espérons) que les effets nets des variables omises sont aléatoires, et qu'ils peuvent être donc compris dans le terme d'erreur.

<sup>11</sup> Une limitation de ce modèle réside dans le fait que toutes les variables indépendantes sont considérées comme exogènes; cette limitation existe aussi dans les modèles de toutes les études mentionnées précédemment au chapitre II. Un modèle à équations simultanées, qui pourrait se révéler apte à une étude des taux d'activité, n'a pas été retenu, car les données présentaient certains inconvénients; en effet: a) seules des données transversales étaient disponibles, b) le nombre de variables explicatives existantes utilisées dans la présente étude était limité, ce qui créerait des problèmes d'identification dans un système à équations simultanées ayant plus de deux équations, et c) les données sur des variables importantes, telles que les taux de salaire, n'existaient pas.

<sup>12</sup> Au lieu d'introduire dans le modèle des termes d'interaction, on a fait des régressions distinctes selon l'âge de l'épouse, le niveau du revenu, la région et la catégorie d'habitat.

Bureau fédéral de la statistique (devenu Statistique Canada) sur les revenus des Canadiens en 1967. Cette enquête est connue sous le nom d'enquête sur les finances des consommateurs de 1968 (E.F.C. de 1968), et elle se présente comme une enquête par échantillonnage basée sur le même principe complexe que l'enquête sur la population active<sup>13</sup>. Les renseignements sur les revenus et la situation vis-à-vis de la population active de toutes les personnes de 14 ans ou plus ont été relevés lors de l'E.F.C. de 1968<sup>14</sup>.

Ces renseignements ont été entièrement intégrés aux données provenant de l'enquête sur la population active d'avril 1968, puisque les personnes enquêtées lors de l'E.F.C. de 1968 faisaient partie de l'échantillon de l'enquête sur la population active ce mois-là. C'est ainsi que l'E.F.C. de 1968 est devenue une bonne source de renseignements aux fins d'analyse, puisque les données disponibles dans le fichier individus-familles contiennent des renseignements sur chaque famille, ainsi que des renseignements détaillés sur chaque membre de la famille âgé de 14 ans ou plus sur la situation de celui-ci vis-à-vis de la population active au moment de l'enquête, et pour l'année 1967, sur le revenu, les caractéristiques personnelles, etc.

L'échantillon original choisi pour l'E.F.C. de 1968, soit 31,887 ménages, était le plus vaste pour une telle enquête au Canada. Sur ces 31,887 ménages faisant partie de l'échantillon, 3,002 étaient vacants, et les 28,885 ménages occupés contenaient 31,045 unités familiales. De ces dernières, 22,641 (1,002 unités familiales agricoles et 21,639 non agricoles) ont fourni des "réponses satisfaisantes"<sup>15</sup>, ce qui représente un taux de réponse de 72.9 %<sup>16</sup>.

Aux fins de la présente étude, on a limité encore davantage l'échantillon de façon à inclure uniquement les familles non agricoles parfaites<sup>17</sup>, dont l'époux et l'épouse sont présents, et à exclure les membres des Forces armées. L'échantillon

---

<sup>13</sup> Pour une description détaillée des méthodes techniques et statistiques utilisées dans l'enquête sur la population active, voir: *Méthodologie — Enquête sur la population active du Canada*, Imprimeur de la Reine, Ottawa, janvier 1966.

<sup>14</sup> La section consacrée aux micro-données provient de la publication du Bureau fédéral de la statistique intitulée *Income Distributions by Size in Canada 1967*, catalogue 13-534, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1970.

<sup>15</sup> Les questionnaires qui non seulement fournissaient des données personnelles et ménagères, mais encore des renseignements sur le revenu étaient classés "satisfaisants".

<sup>16</sup> Ces chiffres se rapportent à la "famille économique", définie comme un "groupe de deux personnes ou plus vivant ensemble et qui sont apparentées par le sang, par alliance ou par adoption", tandis que la "famille de recensement" est définie comme "époux et épouse avec ou sans enfants célibataires ou l'un ou l'autre des parents avec un ou plusieurs enfants célibataires vivant dans le même logement".

<sup>17</sup> Une famille dont un, ou plusieurs, des membres tire au moins la moitié de son revenu de l'exploitation agricole est définie comme étant une famille agricole. Les salariés agricoles ne sont donc pas classés comme fermiers.



définitif utilisé pour l'analyse empirique contient donc 15,557 "familles économiques"<sup>18</sup>.

Lors du test du modèle à partir des données transversales désagrégées précédentes, la variable dépendante était une variable dichotomique à qui l'on a attribué arbitrairement la valeur un si l'épouse faisait partie de la population active à un moment donné en 1967, et la valeur zéro dans le cas contraire. L'emploi d'une variable dichotomique se justifie par le fait que dans la décision de la famille relative à l'affectation du temps de l'épouse, le choix se ramène fondamentalement au travail actif ou non<sup>19</sup>. Un modèle à variable dépendante dichotomique est un modèle probabiliste linéaire, qui pose certains problèmes d'estimation. Ces derniers sont brièvement examinés dans l'annexe C.

Dans les quelques pages suivantes, on examine les variables indépendantes comprises dans le modèle et leur influence attendue, *a priori*, sur l'offre de travail sur le marché des femmes mariées.

La fonction d'offre de travail actif de l'épouse (équation III.18) a été dérivée d'une fonction d'utilité de la famille<sup>20</sup> en supposant que l'effet de substitution croisé du taux de salaire de l'époux sur la quantité de travail actif fournie par l'épouse est nul. Selon cette hypothèse, les loisirs de l'époux et de l'épouse et le travail ménager sont indépendants<sup>21</sup>, de sorte que le coefficient de la variable  $(I - W)$ , le revenu total de la famille<sup>22</sup> à l'exception des gains de l'épouse,

---

<sup>18</sup> On considère la "famille économique" comme "unité familiale" dans la présente étude parce que, selon sa définition, elle est plus proche de "l'unité de dépense" que la "famille de recensement". De toute façon, la transformation des données relatives aux familles économiques en données relatives aux familles de recensement ne nécessite pas de modifications dans la grande majorité des cas. En particulier dans le cas de notre échantillon restreint, la plupart des ménages ne contiennent qu'une seule famille, répondant à l'une ou l'autre des définitions. Une estimation du nombre de "familles de recensement" et de "familles économiques" au Canada en 1968 montre que leur rapport (nombre de familles de recensement/nombre de familles économiques) est de 1.008, ce qui signifie que le nombre d'unités familiales définies d'une façon ou de l'autre ne varie que de façon très marginale. Voir la publication du Bureau fédéral de la statistique intitulée *Family Incomes (Census Families) 1967*, catalogue 13-538, Information Canada, 1972, p. 9.

<sup>19</sup> Dans un deuxième temps, on pourrait étudier une autre dimension de l'offre de travail, soit le **degré d'activité**, en construisant une variable mesurant le nombre d'heures que l'épouse désire passer dans la population active en 1967. Malheureusement, les données nécessaires à la construction d'une telle variable n'existaient pas.

<sup>20</sup> Relativement à l'existence d'une telle fonction d'utilité, voir P.A. Samuelson, "*Social Indifference Curves*", *Quarterly Journal of Economics*, février 1956.

<sup>21</sup> Voir J.M. Henderson et R.E. Quandt, *Microeconomic Theory*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1958, p. 29.

<sup>22</sup> Dans un modèle généralisé qui comprend les familles ayant plus de deux salariés possibles (voir note 2, page 33), cette variable comprend les gains actifs de tous les membres de la famille, à l'exception des gains de l'épouse, ainsi que le revenu provenant d'autres sources. Dans ce cas, l'hypothèse d'effets de substitution croisés nuls implique que les loisirs de chaque membre de la famille sont indépendants des loisirs des autres membres de la famille ainsi que des loisirs de l'épouse et de son travail ménager.



n'a qu'un effet de revenu. Ce dernier effet, comme cela est suggéré par la théorie économique et confirmé par les études empiriques transversales (voir chapitre II), devrait être négatif, puisque l'on suppose que la "liberté de l'épouse" vis-à-vis du marché est un bien normal.

Alors qu'en théorie la direction attendue de l'effet de cette variable sur l'offre de travail actif des femmes mariées est claire, les études empiriques transversales faisant appel à des données désagrégées soulèvent une question d'une importance capitale: la relation observée entre le revenu déclaré de la famille, à l'exception des gains de l'épouse, et la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active est-elle une réaction au "revenu permanent"<sup>23</sup>, ou à l'écart entre le revenu déclaré et le "revenu permanent", ou à ces deux causes? Mincer<sup>24</sup> conclut que la relation observée est le résultat de deux effets: "la réaction du comportement actif des femmes mariées (1er) à la situation de revenu de l'époux en longue période, et (2e), aux écarts actuels de ce revenu par rapport à son niveau normal"<sup>25</sup>.

Selon la théorie classique, le travailleur individuel répartit son temps entre les loisirs et le travail actif de façon à maximiser son utilité<sup>26</sup>. Selon cette théorie, une hausse permanente du taux de salaire actif se traduit à la fois par un effet de revenu négatif et un effet de substitution positif sur la quantité de travail actif offerte, compte tenu de l'hypothèse selon laquelle les loisirs sont un bien normal. Une analyse *a priori* ne peut déterminer lequel des effets sera le plus fort, mais l'idée la plus répandue de nos jours est que l'effet de revenu négatif est l'effet dominant, ce que confirme l'expérience.

Cependant, par suite de la triple option qu'ont les épouses pour partager leur temps et du rôle important des responsabilités ménagères, il semble qu'une autre variable économique, le taux de salaire ménager<sup>27</sup> (gains ménagers possibles), en plus du taux de salaire actif (gains actifs possibles), joue un rôle important dans la détermination de l'offre de travail sur le marché des femmes mariées.

Une augmentation de l'un ou l'autre des taux de salaire entraîne un effet de revenu négatif<sup>28</sup> sur la quantité totale de travail fournie par les femmes mariées

---

<sup>23</sup> Pour la définition du "revenu permanent", voir M. Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton for NBER, 1957.

<sup>24</sup> J. Mincer, *op. cit.*, pp. 73-74.

<sup>25</sup> Dans la présente étude, nous incluons dans les régressions la variable "nombre de semaines de chômage de l'époux en 1967" afin de contrôler, dans une certaine mesure au moins, l'écart par rapport au niveau normal du revenu.

<sup>26</sup> Pour une illustration de cette théorie par une analyse de la courbe d'indifférence, voir T. Scitovsky, *Welfare and Competition*, Richard D. Irwin, Inc., Chicago, 1951, pp. 83-92.

<sup>27</sup> Les variables économiques appropriées doivent être mesurées après déduction des impôts sur le revenu, et les estimations du taux de salaire attendu doivent prendre en compte la probabilité de trouver un emploi actif, ainsi que toutes les dépenses qui y sont inhérentes.

<sup>28</sup> On suppose que les loisirs sont un bien normal, et que la productivité des femmes sur le marché est indépendante de leur productivité ménagère.

(travail actif et travail ménager), qui s'accompagne aussi d'un effet de substitution. Mais, alors que l'effet de substitution d'une hausse du taux de salaire ménager agit dans le même sens que l'effet de revenu négatif sur l'offre de travail sur le marché des femmes mariées, l'effet de substitution d'un changement dans le taux de salaire sur le marché va dans la direction opposée de l'effet de revenu. L'effet net d'une variation dans le salaire sur le marché sur l'offre de travail actif des femmes mariées ne peut être déterminé *a priori*. Cependant, par suite de la triple option des femmes mariées pour partager leur temps, une réaffectation du travail entre les deux secteurs (marché du travail-ménager) peut se produire par suite d'une hausse du taux de salaire actif qui a modifié les prix relatifs des biens vendus sur le marché et les biens produits à la maison. Il faut donc s'attendre à ce que cet effet de substitution soit suffisamment important pour contrebalancer l'effet négatif de revenu. Certes, l'ampleur de cet effet de substitution à un instant donné dépend de la capacité de substitution entre les biens et les services dans les deux secteurs, ainsi que des variations "transitoires" des autres variables (voir chapitre II, pp. 18-20). Sur la base de l'examen précédent, on peut supposer que l'augmentation du taux de salaire sur le marché aurait un effet positif sur l'offre de travail sur le marché des femmes mariées, alors qu'une hausse du taux de salaire ménager entraînerait une diminution du travail actif des femmes mariées. Cependant, il est impossible de tester empiriquement de façon directe ces hypothèses, parce qu'il est difficile, ou probablement impossible, d'obtenir une estimation précise des gains possibles sur le marché de chaque épouse à partir des données existantes, en particulier dans le cas des femmes mariées qui ne travaillent pas déjà. De plus, le taux de salaire ménager ne peut être observé. Nous devons donc avoir recours à des variables factices.

À partir des données existantes, la variable factice la plus commode pour représenter les gains actifs possibles des femmes mariées est leur degré d'instruction réel. On suppose que plus le degré d'instruction d'une épouse est élevé, plus ses gains actifs possibles sont élevés, et par conséquent plus élevée sera la probabilité qu'elle fasse partie de la population active. On tient compte de ce que l'éducation n'est pas la mesure idéale pour saisir un effet pur de salaire actif pour plusieurs raisons. Les personnes ayant le même degré réel d'instruction peuvent disposer d'un vaste éventail de gains actifs potentiels selon la qualité et la nature de l'éducation, leurs antécédents professionnels et d'autres caractéristiques personnelles. De plus, le degré réel d'instruction peut affecter (et a été affecté par) les goûts pour le travail actif.

La taille et la composition de la famille, et le fait que la famille soit locataire ou propriétaire, sont des caractéristiques familiales importantes dans la détermination de la demande familiale de travail ménager. On introduit trois variables indépendantes dans le modèle afin de prendre en compte des variations dans la demande de travail ménager, et par conséquent, des variations du salaire ménager non observable de l'épouse.

La présence de jeunes enfants, en particulier d'enfants d'âge préscolaire, augmente la quantité de travail ménager à faire et la valeur de la présence de la

mère à la maison. On suppose que la présence d'enfants, particulièrement de jeunes enfants, dans la famille est associée négativement à la probabilité de l'épouse de chercher du travail sur le marché.

La présence d'adultes autres que l'époux et l'épouse dans la famille peut exercer une influence positive ou négative sur l'activité de l'épouse. D'un côté, la présence d'autres adultes peut réduire le fardeau que représente le travail ménager pour l'épouse ainsi que le besoin de sa présence à la maison parce que ces adultes soignent les enfants et se chargent d'une partie du travail ménager. D'un autre côté, la présence d'autres adultes qui pourraient être des personnes à charge et nécessiteraient une certaine attention augmenterait à la fois la quantité de travail ménager et le besoin de présence de l'épouse à la maison, ce qui se traduirait par une diminution de la probabilité que l'épouse entreprenne un travail actif. Que le résultat net soit un effet positif ou négatif est une question empirique. Cependant, étant donné que l'on estime que dans la majorité des cas, les adultes en plus sont des parents bien portants à la retraite de l'époux ou de l'épouse, on suppose que l'effet positif domine.

La troisième variable introduite pour prendre en compte les variations dans la demande de travail ménager est le mode d'occupation de la famille (locataire ou propriétaire). Si la famille est propriétaire de la maison qu'elle habite, les responsabilités ménagères seront habituellement plus importantes; la probabilité que l'épouse prenne un travail actif sera moindre. De plus, toutes les trois variables représentant la présence d'enfants, d'autres adultes dans la famille ainsi que le statut de propriétaire de la famille exercent un certain contrôle sur l'indirection aux travaux ménagers.

La situation de l'époux vis-à-vis de la population active devrait agir sur le comportement actif des femmes mariées, puisque la rémunération de l'époux est habituellement la principale source de revenu de la famille. On introduit dans le modèle deux variables se rapportant à la situation de l'époux vis-à-vis de la population active, à savoir "le nombre de semaines de chômage de l'époux en 1967" et le "non-travail de l'époux en 1967"<sup>29</sup>, afin de prendre en compte dans une certaine mesure, des écarts "transitoires" et "plus permanents" du niveau normal du revenu familial. Sur une base *a priori*, la première variable devrait avoir un effet positif sur l'activité de l'épouse, puisque l'entrée dans la population active constituerait un moyen de rétablir la situation économique de la famille, cependant que simultanément le mari serait capable d'aider au travail ménager<sup>30</sup>. Au premier abord, la réaction de l'épouse se traduisant par son comportement

---

<sup>29</sup> Selon des informations communiquées par le Service de recherche sur les finances des consommateurs, Statistique Canada, cette catégorie de situation vis-à-vis de la population active est équivalente à celle de l'"époux inactif".

<sup>30</sup> Le modèle théorique ne comprend aucune inflexion de la fonction d'utilité pour le travail ménager fait par l'époux par suite des arguments cités à la note 2 de la page 13. Cependant, pour une petite proportion de familles et dans des circonstances particulières, le travail ménager du mari peut être important.

actif à la deuxième variable, c'est-à-dire le non-travail de l'époux en 1967, semblerait être la même que sa réaction au chômage de son mari. Cependant, la variable "non-travail du mari en 1967" est l'indication d'un état plus permanent pour ce qui est de la situation de l'époux vis-à-vis de la population active, et la réaction de l'épouse va dépendre de la raison qui maintient l'époux hors de la population active. L'effet de cette variable sur le travail actif de l'épouse peut être positif (par ex., époux fréquentant l'école) ou négatif (par ex., époux à la retraite anticipée avec un patrimoine accumulé, époux à la retraite anticipée pour des raisons de santé, nécessitant des soins à domicile). L'effet net global sur l'activité de l'épouse est donc une question empirique.

Le statut socio-économique de la famille devrait influencer le comportement actif de l'épouse en affectant non seulement le revenu familial mais encore les valeurs sociales et l'attitude de la famille à l'égard du travail actif de l'épouse. La profession de l'époux sert de variable indépendante dans notre modèle dans l'espoir qu'elle permettra de saisir l'effet indépendant des valeurs et des attitudes sociales de la famille sur l'offre de travail actif de l'épouse. On a retenu cette variable parce que la profession de l'époux sert souvent à classer le statut socio-économique de la famille. On suppose que plus le niveau professionnel de l'époux est élevé (professions libérales, gestion), plus l'attitude de la famille à l'égard du travail actif de l'épouse est libérale, et plus élevée par conséquent la propension de l'épouse à se joindre à la population active.

L'âge de l'épouse est relié à un certain nombre d'événements et de caractéristiques propres à la famille, par exemple le cycle familial, le revenu familial, l'éducation, les antécédents professionnels, etc. Ces événements et ces caractéristiques influent fortement sur les décisions de l'épouse relativement à son activité, de sorte que la relation observée entre l'âge de l'épouse et son activité provient très probablement et dans une large mesure de l'association de l'âge de l'épouse et de ces autres facteurs. Cependant, même si l'on contrôle tous ces facteurs, on peut supposer que l'âge est une variable indépendante affectant l'offre de travail de l'épouse sur le marché parce qu'elle représente des facteurs non quantifiables tels que a) la santé de l'individu, b) la mobilité géographique et professionnelle, et c) des goûts pour le travail actif et le travail ménager. Il est plus que probable qu'avec l'âge la santé décline et la mobilité diminue; on s'attend donc à ce que les femmes plus âgées soient plus traditionalistes dans le choix d'un travail actif. Il faut donc s'attendre à ce que l'âge en soi affecte négativement l'activité des femmes mariées.

Le statut de l'épouse quant à l'immigration (immigrante ou née au Canada) est lié à des caractéristiques personnelles, démographiques et familiales qui pourraient influencer sur ses décisions concernant son activité. Cependant, même si tous ces facteurs sont contrôlés, l'épouse immigrante peut faire preuve, au moins pendant quelques années après son arrivée, d'un comportement actif différent de celui de son homologue née au Canada. On peut pour cela avancer les raisons suivantes:



- a) L'immigration est souvent motivée par le désir d'améliorer la situation financière de la famille. On peut y arriver lorsque l'épouse se joint à la population active, puisque l'époux<sup>31</sup>, en particulier s'il vient d'un pays non anglophone<sup>32</sup>, sera probablement engagé pour un travail peu rémunéré, au moins pendant un certain temps après son arrivée. La propension de l'épouse de l'immigrant à se joindre à la population active peut être arrivée par le "rêve" d'accumuler des fonds afin de retourner dans son pays, "rêve" qui, dans la grande majorité des cas, ne se matérialise jamais.
- b) L'immigration dans un pays nouveau et inconnu peut s'accompagner d'un sentiment d'insécurité, en particulier pendant les premières années. Ce sentiment peut mener à une activité accrue de l'épouse afin d'essayer d'accroître la sécurité financière de la famille.
- c) D'un autre côté, par suite du milieu socio-culturel différent, de façon intrinsèque, l'épouse de l'immigrant peut être moins motivée à travailler activement que son homologue canadienne. Cependant, sous l'influence du nouvel environnement socio-culturel, du motif de l'immigration, des possibilités du marché du travail canadien qui offre davantage de travaux légers et à temps partiel (en particulier aux immigrantes des pays en voie de développement), les anciennes traditions peuvent disparaître relativement vite. Le passé socio-culturel de l'épouse de l'immigrant ne saurait donc bien longtemps constituer un obstacle à son activité.

Lorsque l'on tient compte de toutes ces considérations, il faut s'attendre à ce que l'effet positif du motif d'immigration et des sentiments d'insécurité sur l'activité de l'épouse de l'immigrant soit plus fort que l'influence négative de l'effet socio-culturel, même au cours de la période qui suit immédiatement son arrivée. Ainsi, pour le test on suppose que l'épouse de l'immigrant fera preuve d'une propension plus grande à se joindre à la population active que son homologue née au Canada, jusqu'à ce qu'elle soit intégrée dans l'environnement social et culturel canadien.

Enfin, on introduit des variables aréolaires dans la fonction d'offre de travail actif de l'épouse. Ces variables sont ni des "déterminants" de l'offre de travail actif, ni des variables factices remplaçant des variables déterminées. Elles servent de variables factices représentant les différences entre régions et entre secteurs (région métropolitaine, non métropolitaine, urbaine-rurale, etc.) qui proviennent d'un certain nombre de variables (non quantifiables, ou pour lesquelles des données n'existent pas) telles que: les gains possibles de l'épouse, la structure industrielle, les conditions locales sur le marché du travail, les goûts pour le travail

---

<sup>31</sup> Dans le cas des personnes qui ont répondu à la question sur le statut d'immigrant dans l'échantillon, on a trouvé qu'environ 95 % des femmes immigrantes sont mariées à un immigrant.

<sup>32</sup> La majorité des immigrants de l'après-guerre (1946-1966) proviennent de pays non anglophones. Voir la publication du Bureau fédéral de la statistique, *Special Labour Force Studies, No. 6, Labour Force Characteristics of Post-War Immigrants, 1956-67*, de N.H.W. Davis et M.L. Gupta, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1968, pp. 36-37.



actif, l'environnement socio-culturel, etc. Étant donné qu'il n'est pas possible de contrôler ces variables, au lieu de les ignorer entièrement, on introduit des variables aréolaires afin d'améliorer les spécifications du modèle.

Le modèle fondamental (équation III.22) a été développé à partir de la théorie micro-économique des options de consommation. On applique un autre ensemble de données au même modèle, certaines publiées, mais la plupart non publiées, provenant du recensement du Canada de 1961<sup>33</sup>. Cependant, l'expression numérique réelle de la fonction d'offre de travail actif des femmes mariées dans le cas présent est basée sur des données transversales agrégées, qui sont des moyennes dans 174 villes, villages et subdivisions municipales de 10,000 habitants ou plus.

L'emploi de données agrégées ramène le problème bien connu de l'"agrégation linéaire de relations économiques"<sup>34</sup>. Ce problème peut être sérieux lorsque l'on déduit des micro-relations (relations individuelles) des macro-relations (relations entre les moyennes des villes dans notre cas), par suite du biais d'agrégation des macro-coefficients<sup>35</sup>. Il est évident que lorsqu'on interprète des relations de cette façon, on fait abstraction du problème de l'agrégation.

Dans les paragraphes suivants, on examine les macro-variables utilisées lors du test du modèle, ainsi que certains avantages de l'agrégation. L'influence attendue de ces variables sur l'offre de travail actif des femmes mariées devrait être la même que celui des micro-variables correspondantes, et leur influence n'est pas examinée sauf s'il existe des particularités associées à certaines des macro-variables.

La variable dépendante dans cet ensemble de données est le taux d'activité (en %) des femmes mariées, époux présent, au cours de la semaine de recensement en 1961.

Un avantage des données transversales agrégées est qu'elles fournissent des renseignements sur les gains moyens des femmes salariées. On utilise cette variable comme une "meilleure" variable factice représentant les gains actifs possibles des femmes mariées dans l'estimation de notre modèle de base (équation III.22).

---

<sup>33</sup> Toutes les statistiques relatives à la famille dans le recensement de 1961 sont basées sur la définition de la "famille de recensement".

<sup>34</sup> Ce problème a pris dans la littérature sociologique le nom de "corrélation écologique". Voir W.S. Robinson, "Ecological Correlation and the Behaviour of Individuals", *American Sociological Review*, 1950, pp. 351-357.

En économétrie, ce problème s'appelle "problème de l'agrégation linéaire". Pour un examen approfondi du problème, voir H. Theil, *Linear Aggregation of Economic Relations*, North Holland Publishing Co., Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1964.

<sup>35</sup> Pour un résumé bref et concis des problèmes de l'agrégation et du biais d'agrégation, voir H. Theil, *Principles of Econometrics*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1971, pp. 556-573.

Le revenu familial, moins les gains de l'épouse, est représenté par les gains moyens de l'époux<sup>36</sup>, qui sont habituellement l'élément principal du revenu familial. Comme il s'agit d'une variable agrégée (moyenne de secteurs), elle a l'avantage de ne pas être sujette à des déviations "transitoires" et à des erreurs dans les revenus individuels, se rapprochant ainsi davantage du concept normal de revenu. Cependant, cette variable, c'est-à-dire les gains moyens de l'époux, est elle-même sujette à des déviations qui dépendent à leur tour des déviations par rapport au niveau normal de l'activité économique de la région. La réaction de la population active à ces déviations transitoires par rapport au niveau normal de l'activité économique, qui représentent les variations dans la demande de travail, a introduit la controverse sur les hypothèses du "travailleur d'appoint" et du "retrait cyclique". En vertu de la première de ces hypothèses, une activité anormalement basse dans le secteur, qui constitue l'indication que de nombreux travailleurs ont perdu leur travail, attirerait des travailleurs secondaires, en particulier les femmes mariées, dans la population active, afin d'essayer de stabiliser les revenus de la famille. De son côté, la dernière hypothèse avance que lorsque la demande de travail baisse, les travailleurs secondaires seraient découragés de se joindre à la population active, et que certains travailleurs en sortiraient. Le taux d'activité baisserait donc. Or, on croit que les deux forces agissent en même temps, sans qu'il apparaisse clairement quel effet domine, et dans quelle mesure les deux effets sont interreliés. Le taux de chômage masculin, que l'on considère comme une bonne indication du niveau de l'activité économique, sert de variable qui devrait saisir l'effet net de ces deux forces agissant dans les directions opposées.

Les données agrégées fournissent des renseignements qui nous permettent d'étudier: a) l'effet de l'abondance relative des possibilités d'emploi pour les femmes dans le secteur considéré, et b) le facteur socio-culturel et son effet sur le taux d'activité des femmes mariées.

La variable qui sert à mesurer la différence entre secteurs dans les possibilités d'emploi pour les femmes et l'ensemble de l'activité féminine, se définit comme le pourcentage de la population active totale faisant partie des professions des "cols blancs", comme par exemple l'administration, les professions libérales et techniques, le personnel de bureau et celui des ventes. Il est évident que l'on s'attend à ce que cette variable soit positivement reliée au taux d'activité des femmes mariées, puisque ces professions offrent des possibilités plus intéressantes, un travail plus facile et une demande plus forte de femmes que d'autres professions faisant appel surtout à une main-d'oeuvre masculine (métiers primaires, et "cols bleus").

Dans un pays bilingue et multiculturel comme le Canada, il faut s'attendre à ce que les différences dans l'environnement socio-culturel entre les différents

---

<sup>36</sup> À noter que les deux variables, les gains moyens des épouses et les gains moyens des époux se rapportent aux douze mois précédant la semaine de recensement. Elles servent de variables factices aux gains moyens de l'année de recensement.

groupes de la population affectent le comportement actif des femmes mariées, puisque ces différences influent sur l'attitude générale de la communauté et sur l'attitude des femmes mariées à l'égard du travail actif et du rôle de l'épouse et de la mère. Le pourcentage d'épouses catholiques dans les familles complètes époux-épouse sert de variable indépendante afin de saisir l'effet socio-culturel sur le taux d'activité de ce groupe de la population, qui est particulièrement évident dans le cas de la population canadienne-française<sup>37</sup>. L'hypothèse retenue pour le test est que cette variable affecte négativement la quantité de travail offerte sur le marché par les femmes mariées de ce groupe de la population. Les femmes mariées canadiennes-françaises semblent attribuer une valeur différente au travail à l'extérieur du foyer par suite de leur environnement, de leur éducation (jusqu'il y a peu de temps, l'éducation classique dominait), la religion, la tradition, etc.<sup>38</sup>.

Les autres variables agrégées utilisées dans l'estimation du modèle employant des données agrégées transversales sont celles représentant: la présence de jeunes enfants dans la famille, l'éducation de l'épouse, la présence d'autres adultes (en plus de l'époux et de l'épouse) dans la famille, et l'emplacement régional de l'agglomération urbaine.

En guise de récapitulation, on a élaboré dans le présent chapitre un modèle basé sur la théorie des options de consommation, à partir duquel on a obtenu la fonction d'offre de travail actif des femmes mariées. Le cadre théorique de l'analyse de l'activité des femmes mariées ainsi que les hypothèses à tester ont été exposées, et l'on a examiné les données statistiques utilisées pour le travail empirique. Les résultats empiriques sont examinés dans les deux chapitres suivants.

---

<sup>37</sup> Des restrictions dans les données nous ont obligé à étudier l'effet socio-culturel d'un seul groupe de la population. Cela ne signifie pas que tous les autres groupes de la population sont considérés comme ayant le même environnement socio-culturel, mais qu'ils diffèrent de celui qui a été retenu.

<sup>38</sup> Voir: a) N.W. Taylor, "French Canadians as Industrial Entrepreneurs", *Journal of Political Economy*, février 1960. b) G. Rocher, "Pattern and Status of French Canadian Women", *International Social Science*, Vol. XIV, No. 1, 1962, et c) F. Elkin, *The Family in Canada*, conférence canadienne sur la famille, Ottawa, avril 1964.



## CHAPITRE IV

### ESTIMATION DU MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL À PARTIR DES MICRO-DONNÉES PROVENANT DE L'E.F.C. DE 1968

Dans le présent chapitre, on examine les résultats empiriques obtenus par l'emploi de méthodes de régression et par l'ajustement du modèle probabiliste linéaire<sup>1</sup> exposé dans le chapitre précédent pour les 15,557 observations transversales relatives aux "familles économiques" de l'E.F.C. de 1968.

L'analyse qui suit s'attache à déterminer par l'étude et l'examen si, et à quel degré, la décision de se joindre ou non à la population active que les épouses ont prises à un moment donné en 1967 est reliée à un certain nombre de variables telles que: la présence d'autres adultes dans la famille, la possession d'une maison, le nombre de semaines de chômage de l'époux en 1967, le fait que l'époux a travaillé en 1967, le revenu de la famille, la profession de l'époux, la catégorie d'habitat, l'âge de l'épouse, la présence de jeunes enfants dans la famille, le niveau d'instruction de l'épouse et son statut d'immigration. Toutes les variables, à l'exception de celles se rapportant au nombre d'autres adultes dans la famille et le nombre de semaines de chômage de l'époux en 1967, étaient représentées par des variables factices, prenant la valeur un si des caractéristiques particulières existaient, et la valeur zéro si ces caractéristiques n'existaient pas. Ainsi, la variable REG1 prend la valeur un si la catégorie d'habitat de la famille est dans les provinces de l'Atlantique, et la valeur zéro dans le cas contraire<sup>2</sup>.

L'analyse de régression fait ainsi intervenir deux ensembles de variables factices représentant les facteurs mentionnés précédemment. C'est ainsi que les cinq régions économiques du Canada sont représentées par cinq variables factices. Un autre ensemble de huit variables factices représentait la profession de l'époux, etc. Cependant, la représentation de facteurs par des variables factices introduit un problème d'estimation parce que chaque ensemble de variables factices s'additionne pour donner un vecteur colonne unitaire, ce qui ne permettrait pas d'estimer les paramètres de l'équation de régression, puisqu'il y a dans l'expression des équations de régression un terme constant qui provoque une singularité des matrices des moments. Il est évident que l'estimation des équations de régression nécessite l'emploi de liaisons supplémentaires. Nous avons retenu la méthode de liaisons, qui est une méthode répandue, consistant à omettre une variable factice

---

<sup>1</sup> On rappelle au lecteur que la variable dépendante est une variable dichotomique à laquelle on attribue la valeur un si l'épouse faisait partie de la population active à un moment donné en 1967, et la valeur zéro si elle ne faisait pas partie de la population active en 1967.

<sup>2</sup> L'emploi des variables factices est utile dans le cadre d'une régression multiple parce que a) les variables factices permettent d'introduire dans l'analyse de régression des caractéristiques qualitatives qui ne peuvent être mesurées quantitativement, telles que le sexe, la profession, etc., b) ces variables permettent de réduire l'effet des erreurs inhérentes aux variables indépendantes, et c) elles prennent en compte dans une certaine mesure les effets non linéaires des variables continues. De plus, les variables factices peuvent servir à inclure des termes d'interaction dans l'analyse de régression. Dans notre analyse, nous avons utilisé l'interaction en refaisant une régression pour des sous-groupes tels que l'âge de l'épouse, la catégorie d'habitat et le niveau du revenu familial.



de chaque ensemble dans l'expression des équations de régression<sup>3</sup>. La catégorie que représente la variable omise dans un ensemble donné est considérée comme la catégorie de référence pour l'interprétation des coefficients des autres variables du même ensemble. Le coefficient estimé de toute autre variable de l'ensemble doit être considéré comme une estimation de la différence entre le coefficient original de cette variable et le coefficient original de la variable omise<sup>4</sup>. Il s'en suit que l'emploi du test "t" pour déterminer si les coefficients estimés de chaque variable (dans un ensemble de variables factices) diffèrent sensiblement de zéro consiste en fait à tester la signification de la différence entre le coefficient original de cette variable et celui qui a été omis. De plus, il est souvent plus important de tester la signification statistique des coefficients de tout l'ensemble de variables factices représentant un facteur plutôt que celle de chaque coefficient faisant partie de l'ensemble. On peut le déterminer en utilisant le test F standard.

L'annexe A présente dans les tableaux A.1 à A.9 les équations de régression estimatives, ainsi que les définitions et les symboles des variables correspondantes. Chaque tableau présente les résultats de deux équations de régression, ainsi que pour chaque régression les coefficients estimés et la valeur de "t" qui y correspond (c'est-à-dire le rapport du coefficient de régression estimé à son erreur type estimée) et la valeur du test F (au bas de la colonne) pour chaque ensemble de variables factices. Par ailleurs, les informations suivantes accompagnent chaque équation de régression: la moyenne de la variable dépendante, le nombre (N) d'observations, la valeur du paramètre général F (F), le coefficient de détermination multiple ( $R^2$ ), ainsi que le même coefficient corrigé en fonction du nombre de degrés de liberté ( $\bar{R}^2$ ), et l'écart type des résidus (SEE).

Nous allons examiner maintenant les résultats empiriques en fonction des hypothèses et les comparer avec ceux des études précédentes faites au Canada et aux États-Unis. La première régression estimative du tableau A.1 donne les résultats de la régression provenant de l'échantillon général de 15,557 femmes

---

<sup>3</sup> D'autres types de liaisons peuvent être utilisés afin d'éviter le problème de la singularité des matrices dans la matrice des moments: a) on peut omettre le terme constant de l'expression des équations de régression, lorsqu'un seul ensemble seulement de variables factices entre en ligne de compte, b) la somme pondérée des coefficients de chaque ensemble de variables factices est ramenée à zéro, auquel cas le terme constant est égal à la valeur moyenne de la variable dépendante, et les coefficients estimés sont les différences de cette valeur moyenne. Toutes les méthodes de liaison donnent des résultats identiques (valeur calculée de la variable dépendante). Voir: A.S. Goldberger, *Econometric Theory*, John Wiley and Sons Inc., New York, 1964, pp. 218-227. b) E. Melichar, "Least-Squares Analysis of Economic Survey Data", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1965, pp. 373-385.

<sup>4</sup> Ainsi, si dans une équation de régression donnée ayant des termes constants, on représente un facteur par trois variables factices  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$ , dont les coefficients originaux sont respectivement  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ , la méthode retenue des liaisons nécessite l'omission d'une variable, par exemple  $X_1$ . Les coefficients estimés de  $X_2$  et de  $X_3$ , par exemple  $C_2$  et  $C_3$ , représentent respectivement les estimations de  $(\beta_2 - \beta_1)$  et de  $(\beta_3 - \beta_1)$ .

mariées, avec époux présent, de tous âges<sup>5</sup>. Ces résultats sont examinés de façon assez détaillée avant d'entreprendre l'examen des résultats des régressions qui contrôlaient: a) l'âge de l'épouse, b) la catégorie d'habitat (région, et régions métropolitaines et non métropolitaines), c) le niveau du revenu de la famille (à l'exception des gains de l'épouse). La moyenne de la variable dépendante est 0.365, ce qui signifie que 36.5 % des femmes mariées ont fait partie de la population active à un moment donné en 1967<sup>6</sup>. La valeur du paramètre général F est 86.41, ce qui indique la présence d'une association hautement significative entre les variables dépendantes et indépendantes<sup>7</sup>. Le coefficient de détermination multiple ( $R^2$ ) n'est que de 0.2004, ou 0.1981, après prise en compte des degrés de liberté ( $\bar{R}^2$ )<sup>8</sup>. En d'autres termes, la puissance explicative générale de l'équation de régression n'est pas élevée. Il ne faut pas s'en inquiéter cependant, car un paramètre  $R^2$  peu élevé est une caractéristique normale et prévue de l'analyse de la régression transversale faisant intervenir des familles individuelles comme observations, par suite de l'importance relativement grande de facteurs négligés (par ex., les goûts pour le travail actif), qui engendrent un élément aléatoire très important.

La variable OWH, représentant le statut d'habitation de la famille (propriétaire ou non), contient un coefficient négatif significatif du point de vue statistique<sup>9</sup>. Le signe du coefficient correspond à l'hypothèse posée, et sa valeur de - 0.035 signifie que l'épouse dans une famille propriétaire a environ 3.5 % moins de chances de faire partie de la population active que l'épouse d'une famille qui n'est pas propriétaire de sa maison<sup>10</sup>.

Les résultats empiriques confirment ainsi l'hypothèse selon laquelle le fait d'être propriétaire accroît la demande de travail ménager et réduit par conséquent

---

<sup>5</sup> Toutes les équations de régression estimées présentées dans les tableaux A.1 à A.9, à l'exception de la dernière équation du tableau A.9, sont des régressions non pondérées. Pour un bref exposé sur les régressions pondérées, voir l'annexe C.

<sup>6</sup> Il est évident que ce taux d'activité doit être supérieur au taux d'activité à un instant donné. Le taux d'activité générale en avril 1968 était ainsi de 27.7 (au moment de l'E.F.C. de 1968).

<sup>7</sup> La valeur du paramètre général F dans toutes les régressions présentées dans les tableaux A.1 à A.9 montre qu'il y a lieu significatif (au niveau de 1 %) entre les variables dépendantes et les variables indépendantes.

<sup>8</sup> L'évaluation de la valeur numérique de ce coefficient n'est possible que par comparaison avec la valeur numérique des mêmes coefficients obtenus à l'occasion d'études semblables. Le paramètre  $R^2$  dans la présente étude est supérieur, ou tout au moins, n'est pas inférieur, à celui d'études semblables aux États-Unis et au Canada. Voir ainsi G.G. Cain, *op. cit.*, et B.G. Spencer et D.C. Featherstone, *op. cit.*

<sup>9</sup> Le test de signification se base sur la valeur de "t" qui figure dans les parenthèses sous chaque coefficient estimé. La valeur "t" est le rapport du coefficient estimé à son erreur type estimée. Tous les tests de signification dans la présente étude sont au niveau de confiance de 5 %, sauf indication contraire. Tous les tests "t" sont des tests à deux queues.

<sup>10</sup> Lors de l'examen de l'effet d'une variable sur l'activité de l'épouse, nous nous plaçons toujours dans l'hypothèse "toutes choses étant égales par ailleurs".

la probabilité que l'épouse fasse partie de la population active. Cependant, la taille du coefficient de cette variable a pu être affectée (dans la même direction) par les goûts relativement plus prononcés pour le travail ménager des femmes mariées qui vivent dans des maisons dont elles sont propriétaires<sup>11</sup>, et par le patrimoine accumulé de la famille pour lequel la variable OWH a servi de variable factice.

Par contre, aux États-Unis, Cain<sup>12</sup> et Bowen et Finegan<sup>13</sup> ont tous les deux fait appel à une variable factice dans leurs études pour indiquer si la famille était propriétaire ou non, mais ils n'ont pas trouvé de relation significative entre ce fait et l'activité de l'épouse<sup>14</sup>.

Le coefficient de la variable AD, c'est-à-dire autres adultes dans la famille, est fortement différent de façon significative de zéro et il est positif, ce qui veut dire que l'impact net de la présence d'autres adultes dans la famille aura pour effet d'accroître la probabilité que l'épouse fasse partie de la population active<sup>15</sup>.

Dans leur étude faisant appel à des données canadiennes utilisant la définition de la "famille économique", où il y avait une variable factice représentant la présence d'un adulte autre que l'époux ou l'épouse dans la famille, Spencer et Featherstone<sup>16</sup> ont conclu que l'effet positif domine la relation entre la présence d'une telle personne dans la famille et l'activité de l'épouse. Les études utilisant des données sur les États-Unis n'ont fourni aucune confirmation concrète

---

<sup>11</sup> Ainsi, Bowen et Finegan affirment que les épouses qui ont un goût prononcé pour rester à la maison, travailler au jardin, etc., pourraient être susceptibles d'encourager leur époux à vivre dans une maison plutôt que dans un appartement. Voir Bowen et Finegan, *op. cit.*, p. 107.

<sup>12</sup> Cain, *op. cit.*, p. 95.

<sup>13</sup> Bowen et Finegan, *op. cit.*, p. 107.

<sup>14</sup> Autant que je sache, aucune variable indiquant le mode d'occupation (locataire ou propriétaire) de la famille n'a été utilisée dans des études canadiennes antérieures.

<sup>15</sup> Il est bon de mentionner que nous avons fait les mêmes régressions (pour l'échantillon général, et selon l'âge de l'épouse, le niveau de revenu et la catégorie d'habitat) en nous servant du même ensemble de données et de la définition de la "famille de recensement", ce qui a donné 16,014 observations. De façon générale, les régressions estimées (les résultats ne sont pas indiqués) ne diffèrent que très légèrement de celles présentées dans les tableaux A.1 à A.9.

On aurait pu s'attendre à ce que la variable AD se comporte différemment dans la régression basée sur les données fondées sur la définition de la "famille de recensement", qui ne comprend que les enfants adultes célibataires vivant avec leurs parents, tandis que dans le cas de la définition de la "famille économique", la variable comprend tous les adultes parents par le sang, par le mariage ou par adoption aux familles époux-épouse de notre échantillon (pour la définition des deux types de famille, voir chapitre III, page 40, note 16). Les résultats de la régression ne diffèrent que légèrement pour ce qui est de la taille du coefficient (le coefficient estimatif était de 0.044 dans le cas des données relatives aux "familles de recensement", alors qu'il était de 0.055 dans le cas des familles "économiques"). Cela confirme l'évidence selon laquelle la présence de tout "autre adulte" dans la famille accroît la probabilité que l'épouse fasse partie de la population active.

<sup>16</sup> Spencer et Featherstone, *op. cit.*, voir pp. 46, 55, 64 et 84.



d'une relation significative entre la présence d'autres adultes et la situation de l'épouse vis-à-vis de la population active<sup>17</sup>.

Les résultats empiriques confirment donc l'existence d'une relation positive entre la présence d'autres adultes dans la famille et l'activité de l'épouse au Canada, ce que l'on peut interpréter comme une indication de liens familiaux plus étroits<sup>18</sup> qu'aux États-Unis, par suite de différences socio-culturelles.

On a introduit le revenu familial, à l'exception des gains de l'épouse I-W, dans l'analyse de régression sous la forme d'un ensemble de variables factices représentant onze tranches de revenu. La tranche de référence est celle pour laquelle I-W est inférieur à \$2,000. La méthode des variables factices a l'avantage de nous permettre d'étudier les variations dans l'activité des femmes mariées pour différentes tranches de revenu, et d'étudier la forme de la relation entre I-W et l'activité. Les résultats de la régression font ressortir une relation négative prononcée entre I-W et l'activité des femmes mariées, comme il fallait s'y attendre du point de vue de la théorie économique. Tous les dix coefficients estimatifs des variables factices sont négatifs, augmentant de façon continue lorsque l'on passe des tranches de revenu inférieures vers les tranches supérieures, et ils sont significatifs statistiquement. Ceci indique que la propension de l'épouse à se joindre à la population active diminue de façon monotone à mesure que I-W augmente. Cependant, il y a une rupture soudaine au niveau de \$6,000, en dessous duquel l'effet des variations de I-W sur le taux d'activité des femmes mariées est inférieur à l'effet des variations de I-W au-dessus de ce niveau. Les femmes mariées pour lesquelles I-W est compris entre \$2,000 et \$6,000 ont entre 4.5 % et 8.2 % moins de chances (compte tenu de la tranche de revenu à laquelle elles appartiennent) de faire partie de la population active que celles pour lesquelles I-W est inférieur à \$2,000, cependant que les femmes mariées avec I-W supérieur à \$6,000 ont entre 12.7 % et 33.6 % moins de chances (compte tenu de la tranche de revenu à laquelle elles appartiennent) de faire partie de la population active que celles dont I-W est inférieur à \$2,000. Lorsque les variables représentant I-W sont prises en tant que groupe, le test F (au bas de la colonne) montre que ces variables sont significatives statistiquement au niveau de 1 %, ce qui veut dire que le facteur I-W a une forte influence sur l'activité des femmes mariées.

---

<sup>17</sup> Voir: a) R.N. Rosett, "Working Wives: An Econometric Study", in *Studies in Household Economic Behaviour*, éd. T.F. Dernberg et al., Yale University Press, New Haven, 1958, pp. 51-100, b) Cain, *op. cit.*, p. 95. Cet auteur a fait l'essai de deux variables: i) les parents présents (substitués au travail ménager), avec un effet positif attendu, et ii) les autres adultes présents (substitués au travail actif), avec un effet négatif attendu. Aucune de ces deux variables n'était significative.

<sup>18</sup> Par liens familiaux plus étroits, on veut dire que la famille canadienne peut plus souvent inclure d'autres parents, et que les enfants adultes peuvent rester plus longtemps dans la famille (pour la définition de la "famille", voir chapitre III, page 33, note 1).

Ces résultats correspondent dans l'ensemble aux résultats empiriques d'études antérieures faites au Canada<sup>19</sup> et aux États-Unis<sup>20</sup>, qui ont mis en évidence une association négative entre les mesures du revenu familial et l'activité de l'épouse.

La variable HDNW, indiquant que l'époux n'a pas travaillé en 1967<sup>21</sup>, a un coefficient négatif et significatif du point de vue statistique, dont la taille indique qu'une épouse dont le mari est inactif a 16.4 % moins de chances de faire partie de la population active que celle dont l'époux est actif. À première vue, il peut sembler que ce résultat ne soit ni rationnel ni conforme à la théorie économique fondée sur un argument parallèle à celui de l'effet du "travailleur d'appoint". Cela pourrait cependant s'expliquer par le fait que la situation de l'"époux inactif" vis-à-vis de la population active est plus "permanente"<sup>22</sup> que celle de l'"époux en chômage". L'effet de cette variable sur l'activité de l'épouse représente donc une réaction "de longue période"<sup>23</sup>, et elle dépend probablement fortement de la raison qui maintient l'époux inactif. Ainsi, un impact négatif sur l'activité de l'épouse pourrait se produire dans des cas tels que:

- a) époux et épouse à la retraite, vivant sur leur patrimoine accumulé, ou de leurs pensions ou autres paiements de transfert<sup>24</sup>,
- b) époux à la retraite anticipée pour des raisons de santé nécessitant des soins à domicile,
- c) époux et épouse fréquentant tous les deux l'école.

Par contre, un effet positif sur l'activité des femmes mariées devrait se produire lorsque seul l'époux fréquente l'école, ou lorsqu'il ne fait pas partie de la population active par suite de chômage structurel<sup>25</sup>.

Spencer<sup>26</sup>, à partir de données canadiennes, devait trouver qu'une femme mariée dont l'époux est inactif a plus de chances d'être active que celle dont

<sup>19</sup> Voir: a) Ostry, *op. cit.*, b) Spencer et Featherstone, *op. cit.*

<sup>20</sup> Voir: a) Bowen et Finegan, *op. cit.*, b) Cohen *et al.*, *op. cit.*

<sup>21</sup> Se rappeler que cette catégorie correspond à celle de l'époux inactif.

<sup>22</sup> En particulier dans cette étude, dans laquelle les renseignements sur la situation de l'époux vis-à-vis de la population active portent sur toute l'année.

<sup>23</sup> L'effet du travailleur d'appoint est une réaction de courte période.

<sup>24</sup> Dans l'échantillon général, il y avait 1,690 femmes mariées dont l'époux était inactif en 1967; 447 et 990 de ces femmes mariées faisaient partie des groupes d'âge 55-64 ans et 65 ans ou plus (retraite) respectivement, et 1,222 de ces 1,690 familles avaient un revenu familial, à l'exception des gains de l'épouse, inférieur à \$4,000.

<sup>25</sup> Par ailleurs, une partie de l'activité moindre des femmes mariées dont l'époux est inactif peut s'expliquer par des caractéristiques familiales et personnelles spéciales de ce groupe qui ne sont pas contrôlées dans la régression, où la variable HDNW sert de variable factice pour ces caractéristiques.

<sup>26</sup> B.G. Spencer, *Determinants of the Labour Force Participation of Married Women: A Micro-Study of Toronto Households, Working Paper No. 72-08*, département d'économie, McMaster University, Hamilton, Ontario, mars 1972.



l'époux est actif. Mais dans des régressions distinctes selon l'âge de l'épouse, le coefficient de la variable "époux inactif" était non significatif statistiquement dans presque tous les cas<sup>27</sup>.

Bowen et Finegan ont trouvé<sup>28</sup> que le taux d'activité "ajusté"<sup>29</sup> de toutes les femmes mariées de 14 à 54 ans dont l'époux est inactif était sensiblement inférieur à celui des épouses dont le conjoint était en chômage<sup>30</sup>, mais ne différait pas de façon significative du taux des épouses dont l'époux travaillait. Cependant, lorsqu'ils ont étendu leur analyse aux femmes mariées plus âgées, celles de 55-64 ans et de 65 ans ou plus, ils ont constaté un renversement apparent de la tendance, caractérisé par une activité moins élevée chez les femmes mariées dont l'époux était inactif que chez celles dont l'époux était encore actif (chômeur ou non).

En se servant de données américaines sur toutes les femmes mariées de 22 ans et plus, avec époux présent, Cohen<sup>31</sup> devait trouver que les femmes mariées dont l'époux est inactif ont moins de chances elles-mêmes de faire partie de la population active que celles dont l'époux est actif. Cette conclusion est conforme aux résultats de la présente étude<sup>32</sup>.

La variable HWU, qui représente le nombre de semaines de chômage de l'époux en 1967, a servi à prendre en compte l'effet de la perte transitoire du revenu familial. On s'attendait à ce que HWU ait un effet positif sur l'activité de l'épouse. Le coefficient de cette variable a un signe négatif, et il est aussi non significatif statistiquement. Ce résultat semble assez paradoxal. Mais cette variable doit être interprétée avec la variable I-W qui représente le revenu

---

<sup>27</sup> À noter que l'étude de Spencer se basait sur un échantillon familles époux-épouse qui ne comprenait que les femmes mariées une seule fois de moins de 45 ans, et vivant dans la région métropolitaine de Toronto.

<sup>28</sup> Bowen et Finegan, *op. cit.*, pp. 147-154 et 323-325.

<sup>29</sup> Pour la définition des taux d'activité "ajustés", voir chapitre II, page 26, note 48.

<sup>30</sup> Les auteurs interprètent ce résultat comme une confirmation de l'hypothèse selon laquelle des baisses transitoires dans les gains de l'époux ont un effet plus marqué sur l'activité des femmes mariées que des réductions "permanentes" dans les gains de l'époux.

<sup>31</sup> Cohen, M.S. *et al.*, *op. cit.*, pp. 75-76.

<sup>32</sup> Dans l'étude de Cohen, un ensemble de variables factices représentant la situation de l'époux (chômeur, occupé, inactif) vis-à-vis de la population active a été utilisé en même temps que la catégorie de référence "époux chômeur". Dans une autre expression du modèle, on a introduit des variables d'interaction entre l'âge de l'épouse et l'inactivité de l'époux dans l'équation de régression. Il se révéla que dans ce cas, le coefficient de la variable "époux inactif", pour le groupe d'âge 22-43 ans, était positif mais statistiquement non significatif, signe qu'il n'y a pas de différence significative entre cette catégorie et la catégorie "époux chômeur". Les variables d'interaction pour tous les autres groupes d'âge ont des coefficients négatifs significatifs qui sont plus élevés (après ajustement en fonction du coefficient de la catégorie de référence, personnes de 22 à 34 ans) que le coefficient négatif de la catégorie "époux occupé". Ces résultats sont assez semblables aux résultats de la présente étude (voir aux tableaux A.1 à A.4, les régressions selon l'âge de l'épouse) lorsqu'on examine les différences entre les catégories d'âge précisées dans les deux études.

familial déclaré en 1967, à l'exception des gains de l'épouse<sup>33</sup>. Une interprétation de ce genre fait ressortir qu'il s'exerce un effet général positif sur l'activité de l'épouse. Ainsi, si l'époux a perdu \$1,000 parce qu'il a été en chômage pendant quelques semaines en 1967, le revenu familial déclaré I-W en diminuera d'autant par rapport au niveau "normal" de I-W de la famille. La famille se retrouverait donc dans une tranche de revenu inférieure, par exemple en passant de I-W6 à I-W5. La différence entre le coefficient de I-W6 et I-W5 est 0.045, ce qui signifie que la probabilité de l'épouse de faire partie de la population active augmente de 4.5 % par suite du chômage du mari<sup>34,35</sup>. L'ampleur de l'effet positif est fonction de la durée du chômage de l'époux<sup>36</sup>, de ses gains hebdomadaires et du niveau "normal" de I-W pour la famille<sup>37</sup>.

La conclusion que le chômage de l'époux a un effet positif sur l'activité des femmes mariées est conforme à l'hypothèse du "travailleur d'appoint"<sup>38</sup>, ainsi qu'à l'évidence empirique des études précédentes. On peut cependant élever certaines objections quant aux variables indépendantes et à leur interprétation dans ces études<sup>39</sup>:

---

<sup>33</sup> Une des caractéristiques des données utilisées dans la présente étude est que la durée de la période d'observation est d'un an, et que les renseignements relatifs à HWU et I-W s'appliquent à la même année.

<sup>34</sup> Même si le coefficient négatif de HWU était significatif statistiquement, l'effet global du chômage de l'époux sur l'activité de l'épouse serait positif à cause de la petitesse de ce coefficient. Dans l'exemple ci-dessus, si la perte de revenu s'expliquait par un chômage de 10 semaines de l'époux, l'effet positif serait réduit à 0.043.

<sup>35</sup> Dans une autre forme du modèle, on avait omis la variable I-W. Il en est résulté un coefficient positif significatif statistiquement de HWU, de l'ordre de 0.011, ce qui confirme davantage l'argument précédent. De plus, dans une forme du modèle qui omettait HWU, les coefficients de toutes les autres variables, et la valeur de "t" qui y correspondait dans chaque cas, restaient pratiquement les mêmes.

<sup>36</sup> Spencer utilise une variable "durée du chômage de l'époux l'année précédente" pour étudier l'effet de la durée du chômage de l'époux sur l'activité de l'épouse, et il devait trouver, selon son expression, que l'épouse a davantage de chances de faire partie de la population active si son époux était en chômage plus d'une semaine que s'il ne l'était pas du tout. Cet effet est particulièrement fort si l'époux était en chômage pendant moins de deux mois. Mais l'auteur n'interprète pas ses résultats en conjonction avec la variable revenu, en dépit du fait que les renseignements pour les deux variables s'appliquent à la même année. Voir: Spencer, *op. cit.*, p. 18.

<sup>37</sup> La moyenne de la variable HWU pour les familles où I-W est inférieur à \$4,000, compris entre \$4,000 et \$7,999 est égal ou supérieur à \$8,000 est 4.68, 1.42 et 0.64 respectivement (compte tenu du pourcentage des familles, dans chaque tranche de I-W, dont l'époux a été chômeur en 1967 et de la durée de son chômage). De toute façon, cette moyenne peut être interprétée comme une indication que le chômage est soit plus fréquent, soit qu'il dure plus longtemps dans le cas des tranches de revenu plus basses.

<sup>38</sup> On définit les travailleurs d'appoint comme des personnes "qui sont actives parce que le soutien de famille habituel est chômeur, et qui, autrement, ne rechercheraient pas un emploi". Voir W.S. Woytinski, *Three Aspects of Labour Dynamics*, Social Science Research Council, Washington, p. 105.

<sup>39</sup> Voir: a) Bowen et Finegan, *op. cit.*, b) Cohen, *et al.*, *op. cit.*, c) Spencer et Featherstone, *op. cit.*

- a) Les renseignements sur le statut professionnel de l'époux sont valables au moment de l'enquête, alors que le revenu familial déclaré se rapporte à l'année précédente. Bien que le statut actuel doive affecter le revenu actuel, il n'y a aucune raison de croire que les variables prennent en compte précisément cet effet dans la réalité.
- b) Dans toutes ces études (y compris ici), il n'y a pas de variable de contrôle appropriée pour tenir compte des conditions du marché local du travail. Par conséquent, le coefficient de la variable "époux en chômage" saisit probablement une partie de l'effet de retrait cyclique<sup>40</sup>. Des ensembles différents de données d'enquête (recueillies en plusieurs fois) peuvent donc donner des résultats différents quant à l'effet du statut professionnel de l'époux sur l'activité de l'épouse, compte tenu des conditions sur le marché local du travail lors de l'enquête.
- c) Un effet de travailleur d'appoint "pur"<sup>41</sup> peut être estimé à partir des données d'une enquête si les conditions suivantes sont satisfaites:
  - i) la variable revenu de la famille et le statut professionnel de l'époux se rapportent à une même période, et la variable revenu est ajustée en fonction de la perte transitoire causée par le chômage de l'époux, de sorte que le revenu représente le niveau "normal" du revenu familial, sans les gains de l'épouse,
  - ii) le modèle comprend une variable appropriée pour contrôler les conditions sur le marché local du travail, et
  - iii) la variable "nombre de semaines de chômage de l'époux" est pondérée en fonction des gains hebdomadaires de l'époux de façon à prendre en compte la perte transitoire de revenu familial.

Il semble que la profession de l'époux (OCCH) ait une influence statistiquement significative sur la situation de l'épouse vis-à-vis de la population active. L'ensemble de variables factices représentant la profession de l'époux prises ensemble est significative au niveau de 1 %. Trois des variables professions sont significatives. La tendance générale qui ressort des coefficients de régression, et qui n'est pas entièrement conforme à l'hypothèse de départ, montre que l'on rencontre la plus forte propension à rejoindre la population active chez les femmes dont le mari fait partie du groupe du personnel de bureau, et la propension la plus

---

<sup>40</sup> Bowen et Finegan ont mentionné ce point, mais ils croient néanmoins que la corrélation entre "le chômage de certains époux et les taux de chômage dans les régions où ils habitent" est très faible. Bowen et Finegan, *op. cit.*, p. 149.

<sup>41</sup> Cet effet "pur" comprendra le désir positif des femmes mariées de se joindre à la population active par suite de la baisse transitoire du revenu familial en raison du chômage de l'époux, et l'effet positif qui résultera du fait que l'époux, étant chômeur, pourrait bien se substituer à l'épouse dans l'accomplissement de certaines tâches ménagères, par exemple, s'occuper des enfants.

faible chez celles dont le mari fait partie des "cols bleus". Les épouses dont le mari fait partie des professions libérales et techniques font preuve d'une propension relativement faible à rejoindre la population active, et les femmes dont l'époux fait partie d'un des autres groupes professionnels n'indiquent pas de différence significative dans leur activité avec celles dont les maris sont dans le groupe "administration", qui était la catégorie de référence<sup>42</sup>.

Après cet examen des variables HDNW, I-W et OCCH, il est bon de s'arrêter sur une autre forme du modèle, qui omet les variables HDNW et OCCH. Cette nouvelle forme du modèle donne des coefficients non significatifs statistiquement pour les variables I-W en dessous du niveau de \$6,000<sup>43</sup>. L'explication la plus immédiate est que l'introduction des variables HDNW<sup>44</sup> et OCCH dans le modèle, en saisissant l'effet indépendant de la profession de l'époux, permet à la variable I-W d'isoler l'effet "pur" du revenu familial sur l'activité des femmes mariées<sup>45</sup>.

La région, REG, dans laquelle habite la famille, et la catégorie d'habitat de la famille, RES (rural-urbain, taille de la ville), ont été introduites comme variables indépendantes, et non comme "déterminants" de la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active, ni comme variables factices remplaçant des variables bien précises, mais enfin de saisir quelques-uns des effets d'un certain

---

<sup>42</sup> On n'essaie pas d'expliquer la tendance qui ressort des résultats empiriques, parce que nous estimons qu'il y a de nombreux facteurs complexes pour lesquels la profession de l'époux peut servir de variable factice: ainsi, la variable OCCH peut servir de variable factice représentant les espoirs de la famille quant au revenu futur, aux buts et aux aspirations, aux valeurs sociales et au bien-être subjectif, etc. Il peut avoir aussi multicollinéarité entre OCCH, EDW et I-W.

Par ailleurs, on ne fait pas de comparaison entre les résultats empiriques des autres études parce que les différences de définition et de classification des professions rendraient cette comparaison difficile ou sans valeur. Pour les résultats empiriques et quelques explications fournies pour expliquer ces résultats, voir: a) Ostry, *op. cit.*, pp. 33-35, et b) Bowen et Finegan, *op. cit.*, pp. 154-158.

<sup>43</sup> Une étude précédente faite au Canada a révélé que les différences dans le revenu des chefs de familles inférieur à \$6,000 n'avaient pas d'effets sur l'activité de l'épouse. Voir Spencer, *op. cit.*, p. 11. À noter que Spencer n'utilise pas de variable représentant la profession de l'époux dans son modèle.

<sup>44</sup> La variable HDNW, non-travail de l'époux en 1967, indique qu'il n'a pas travaillé en 1967, et sert de "catégorie professionnelle".

<sup>45</sup> Les gains de l'époux sont le principal élément de I-W; il faut donc s'attendre à une corrélation entre I-W et la profession de l'époux. Une relation simple entre l'activité des femmes mariées et I-W sous-estimerait l'effet de revenu de la famille sur l'activité de l'épouse en ne tenant pas compte de ce qu'une profession "de haut niveau" est associée à un I-W élevé, et réciproquement. La variable "profession" HDNW saisit l'effet d'un cas particulier. Le taux d'activité des épouses dont l'époux est inactif en 1967 n'était que de 16.6 %, alors que 72.3 % de ces familles avaient un I-W inférieur à \$4,000. L'omission de la seule variable HDNW du modèle a eu pour effet de réduire considérablement la taille des coefficients de I-W. Pour une explication de l'emploi des variables factices permettant de résoudre correctement le problème de la corrélation entre deux variables, sans interaction entre elles, voir J.N. Morgan et J.A. Sonquist, "Problems in the Analysis of Survey Data and a Proposal", *Journal of American Statistical Association*, juin 1963, p. 415-434.



nombre de facteurs non quantifiables, ou de facteurs pour lesquels des données n'existaient pas. Dans un pays aussi vaste que le Canada, on doit s'attendre à des différences significatives entre régions pour un certain nombre de facteurs comme: les conditions sur le marché du travail, les variations saisonnières, les gains possibles de l'épouse<sup>46</sup>, l'environnement socio-culturel, la qualité et le domaine (classique, non classique, etc.) de l'éducation, et la composition de la population<sup>47</sup>. De plus, le lieu de résidence de la famille devrait affecter la décision des femmes mariées quant à leur situation vis-à-vis de la population active. Les femmes mariées vivant dans des centres urbains ont plus de possibilités d'emploi que celles vivant à la campagne, l'attitude sociale et familiale dans les régions urbaines peut être moins conservatrice à l'égard du travail actif des femmes mariées, et on trouve plus facilement des aides ménagères dans les régions urbaines que dans les régions rurales.

Les résultats empiriques montrent que les deux variables REG et RES ont un impact significatif sur l'activité des femmes mariées. Les deux ensembles de variables factices étaient significatifs au niveau de 1 %. Tous les coefficients des variables factices représentant les régions et la taille du centre urbain dans lequel la famille réside sont positifs et significatifs statistiquement<sup>48</sup>. La tendance qui s'en dégage est que les femmes mariées dans les Prairies ont la plus forte propension à rejoindre la population active, tandis que les femmes mariées dans l'Est du Canada (Québec, provinces de l'Atlantique) ont la propension la plus faible, les femmes mariées en Ontario et en Colombie-Britannique venaient respectivement en deuxième et en troisième place (par ordre décroissant d'importance). Les femmes mariées vivant dans des centres urbains font preuve d'une propension plus élevée à rejoindre la population active que celles vivant à la campagne. Ces conclusions sont conformes à l'évidence empirique d'études canadiennes antérieures<sup>49</sup>. Les différences dans la taille du centre urbain où habite la famille ne semblent pas devoir exercer une influence appréciable sur la décision des femmes mariées de se joindre à la population active, puisque la taille des trois coefficients représentant les dimensions du centre urbain ne diffère que de façon négligeable.

Les cinq variables factices de EDW, représentant le degré d'instruction de l'épouse, sont tous significatifs au niveau de 1 %, que ce soit en groupe ou isolément. Le niveau d'instruction de l'épouse est en relation positive marquée

---

<sup>46</sup> F.T. Denton, *Analyse des différences interrégionales dans l'utilisation de la main-d'oeuvre et le revenu gagné*, Conseil économique du Canada, Étude n° 15, Imprimeur de la Reine, Ottawa, avril 1966.

<sup>47</sup> S. Ostry, *Différences provinciales du taux d'activité*, Bureau fédéral de la statistique, monographie du recensement de 1961, Imprimeur de la Reine, 1968.

<sup>48</sup> La catégorie de référence pour REG et RES sont le Québec et les régions rurales respectivement. Les centres urbains sont représentés par trois variables factices selon leur taille (voir l'annexe A).

<sup>49</sup> Voir: a) S. Ostry, *La travailleuse au Canada*, op. cit., et b) Spencer et Featherstone, op. cit.



avec son travail actif, et cet effet positif augmente selon le degré d'instruction, c'est-à-dire qu'une femme mariée qui a terminé ses études secondaires a 18.2 % chances de plus de faire partie de la population active qu'une femme mariée qui n'a pas terminé ses études primaires (catégorie de référence), alors qu'une femme mariée qui a un diplôme universitaire a 30 % de chances de plus de faire partie de la population active que celle qui fait partie de la catégorie de référence<sup>50</sup>.

Le degré d'instruction de l'épouse est utilisé comme variable factice représentant ses gains actifs possibles. Il faut néanmoins souligner que la taille des coefficients positifs de EDW exagère très probablement l'effet positif des gains actifs possibles<sup>51</sup>, parce que la variable EDW saisit vraisemblablement une partie de l'effet d'aspects non monétaires: des emplois plus agréables et plus intéressants sont accessibles aux femmes ayant une formation supérieure; elles ont le goût du travail actif et davantage d'aptitudes à l'emploi<sup>52</sup>.

La présence générale d'une relation positive prononcée entre le degré d'instruction de l'épouse et son appartenance à la population active est conforme à la fois à l'hypothèse posée et aux conclusions des études américaines et canadiennes mentionnées précédemment.

Prises ensemble, les quatre variables factices, IMS, représentant le statut d'immigration de l'épouse, se révèlent significatives au niveau de 1 %. Les coefficients des variables de ce groupe montrent que les immigrantes mariées ont un régime d'activité différent de celui des femmes mariées nées au Canada, qui sont la catégorie de référence. L'impact de l'état d'immigrante mariée sur l'activité dépend de la durée du séjour au Canada. On a construit trois variables factices pour servir à décrire la durée du séjour des femmes mariées immigrantes au

---

<sup>50</sup> L'accroissement relativement peu important de la probabilité pour les femmes ayant un diplôme universitaire de se joindre à la population active par rapport à celles qui n'ont qu'une instruction de niveau collégial ou universitaire partielle est curieux. Il pourrait s'expliquer par le fait que la dernière catégorie peut comprendre non seulement celles qui ont abandonné les études, mais encore toutes les femmes mariées ayant une formation professionnelle et technique qui peuvent être fortement attachées à la population active.

<sup>51</sup> En supposant que EDW soit une bonne variable factice représentant les gains actifs possibles de l'épouse et qu'elle saisit tout l'effet de cette variable.

<sup>52</sup> De plus, Bowen et Finegan affirment, selon leur propre expression, qu'il y a quelques fausses relations positives auxquelles il faut s'attendre et que nous ne pouvons pas contrôler. Il y a de bonnes raisons de croire que le degré d'instruction est positivement fonction de l'intelligence, de l'ambition, et probablement de la santé physique et mentale aussi, et que ces caractéristiques sont à leur tour reliées à l'activité. Nous ne sommes pas d'accord avec cette explication parce que dans un grand nombre de cas le degré d'instruction d'une personne dépend de facteurs exogènes comme le lieu et la date de naissance, l'environnement familial et social, la situation financière de sa famille, les systèmes d'enseignement, etc. Voir W.G. Bowen et T.A. Finegan, "Educational Attainment and Labour Force Participation", *American Economic Review, Papers and Proceedings of the American Economic Association*, mai 1966, pp. 567-582.

Canada<sup>53</sup>. La variable IMS4 représente les immigrantes mariées au début de leur séjour au Canada (1965 à avril 1968). Le coefficient positif, mais non significatif, de cette variable confirme l'hypothèse selon laquelle les épouses immigrantes, même au début de leur séjour, offrent au moins autant de travail actif que celles nées au Canada. La variable IMS3 représente les femmes mariées arrivées au Canada entre 1946 et 1964. Le coefficient positif et significatif de cette variable confirme l'hypothèse selon laquelle les femmes mariées immigrantes se rencontrent davantage dans la population active que celles nées au Canada. La taille du coefficient signifie que les femmes mariées immigrantes ont 4.7 % plus de chances de faire partie de la population active que les femmes mariées nées au Canada. Le coefficient négatif et non significatif statistiquement de la variable IMS2, qui représente les femmes mariées immigrantes venues au Canada avant 1946, indique que le comportement actif de cette catégorie de femmes mariées immigrantes est semblable à celui des femmes mariées nées au Canada<sup>54</sup>. Ces résultats sont conformes à l'hypothèse posée au départ selon laquelle l'épouse immigrante fera preuve d'une propension plus grande à joindre la population active que l'épouse née au Canada, jusqu'à ce qu'elle soit intégrée à la vie sociale et culturelle canadienne.

La variable maternité CH a un impact important sur l'activité des femmes mariées, comme l'indique la taille de chaque coefficient et sa signification statistique au niveau de 1 %, ainsi que la forte signification statistique des trois variables factices CH prises ensemble. La catégorie de référence représente les familles sans enfants âgés de moins de 16 ans. Les résultats empiriques montrent que la présence de jeunes enfants d'âge préscolaire seulement, soit la variable CH1, ou ensemble avec les enfants âgés de 6 à 15 ans, soit la variable CH3, ont une forte action contraire au travail actif de l'épouse. La probabilité qu'une épouse soit active s'il y a au moins un enfant de moins de six ans présent, qu'il soit unique ou qu'il y ait également des enfants de 6 à 15 ans baissera d'environ 34 % par rapport à la situation où il n'y a aucun enfant de moins de 16 ans. Ce fort effet négatif de la présence d'enfants sur l'activité de la mère semble raisonnable, puisque les enfants d'âge préscolaire nécessitent davantage d'attention et de soins, et que leur présence dans la famille accroît la valeur de la présence maternelle à la maison. De plus, ce fort effet négatif semble dominer et dépasser tous les effets pouvant être

---

<sup>53</sup> Les périodes ont été délimitées arbitrairement. Nous avons estimé que les femmes immigrantes, au moins au cours des trois premières années de leur séjour au Canada, devront faire face à des problèmes de communication (pour celles d'entre elles qui ne parlent aucune des deux langues officielles) et d'adaptation à un nouvel environnement socio-culturel, qui vont relativement réduire leur propension à se joindre à la population active. La deuxième période, allant de 1946 à 1964, a été définie par hypothèse comme étant suffisante pour permettre à l'immigrante de s'assimiler à la vie sociale et culturelle canadienne. Les femmes immigrantes qui sont arrivées au Canada avant 1964 devraient donc avoir un comportement actif semblable à celui des femmes nées au Canada.

<sup>54</sup> La catégorie "Cas douteux" représentée par la variable IMS5 n'est pas une classification utile du point de vue de la recherche, et toute tentative d'interpréter la signification du coefficient ne sera que spéculation pure et simple.

associés à la présence d'enfants plus âgés, et qui réduiraient le fardeau du travail ménager, comme par exemple lorsque des enfants plus âgés pourraient surveiller les enfants plus jeunes, ou pourraient se charger d'une partie du travail ménager.

Les femmes mariées dont les enfants n'ont qu'entre 6 et 15 ans et qui habitent à la maison, soit la variable CH2, ont 12.3 % moins de chances de faire partie de la population active que celles n'ayant pas d'enfants de moins de 16 ans vivant à la maison. La présence d'enfants se situant dans ce groupe d'âge seulement semble exercer une action préventive sur l'activité de l'épouse, mais cette action n'est pas aussi forte que celle causée par la présence d'enfants d'âge préscolaire<sup>55</sup>. Ces conclusions montrent que l'âge des enfants a beaucoup à voir avec l'influence que leur présence exerce sur la décision des femmes mariées de répartir leur temps.

Cette évidence empirique est conforme en général aux études précédentes, et elle concorde avec l'hypothèse posée au départ selon laquelle la présence de jeunes enfants, en particulier d'enfants d'âge préscolaire, accroît la demande de travail ménager, et partant, le coût de ce dernier, ainsi que la valeur de la présence de l'épouse à la maison.

L'ensemble de variables factices ÂGE représentant l'âge de l'épouse s'est révélé être significatif au niveau de 1 %, que ces variables soient prises individuellement ou en groupe. La relation négative posée par l'hypothèse entre l'âge de l'épouse et son activité est bien confirmée par les coefficients de toutes les variables individuelles ÂGE. La catégorie de référence est le groupe d'âge "moins de 25 ans". Ainsi, les femmes mariées faisant partie des groupes d'âge 25-34 ans, 35-44 ans, etc., ont respectivement 9.8 %, 17.3 %, etc., moins de chances de faire partie de la population active que celles qui ont moins de 25 ans. La régularité de cette baisse dans la probabilité des femmes mariées de faire partie de la population active à mesure que l'âge augmente, jusqu'au groupe d'âge 45-54 ans, est impressionnante. Dans les deux groupes d'âge suivants (55-64 ans et 65 ans ou plus), les tranches de signe négatif sont plus importantes, mais on peut supposer raisonnablement que cette augmentation des écarts dans la baisse de la probabilité s'explique par le fait que les femmes mariées prennent leur retraite avant les hommes.

Une autre considération est que l'effet négatif de l'âge en soi pourrait être surestimé parce que la variable de l'âge peut servir de variable factice représentant d'autres facteurs qui peuvent affecter négativement l'activité de l'épouse, facteurs

---

<sup>55</sup> Deux études canadiennes antérieures, en analysant l'activité des femmes mariées pour tous les groupes d'âge, suggèrent que la présence d'enfants âgés de 6 à 14 ans seulement ne constitue pas un obstacle à l'activité de l'épouse. Mais en étudiant l'activité des femmes mariées, par groupe d'âge, elles ont montré que la présence d'enfants âgés de 6 à 14 ans s'oppose au travail actif de l'épouse. Voir a) Spencer et Featherstone, *op. cit.*, pp. 45 et 52-54, et b) Allingham et Spencer, *op. cit.*, pp. 14 et 16-17.

qui ne sont pas contrôlés dans le modèle. Ces facteurs sont: a) la discrimination en raison de l'âge, pratique commune en particulier à l'égard des femmes, b) le patrimoine accumulé de la famille, étant donné que la probabilité d'accumuler un patrimoine augmente avec la durée du mariage, et c) le revenu familial futur attendu sous les gains de l'épouse<sup>56</sup>.

La relation négative entre l'âge de l'épouse et son activité est confirmée par l'évidence fournie par des études antérieures<sup>57</sup>.

Le modèle précédent, avec les mêmes variables explicatives, à l'exception de l'âge, a été estimé pour six groupes d'âge d'épouses afin d'essayer d'étudier les différentes tendances de comportement actif et la différence des impacts des divers facteurs sur l'activité des femmes mariées d'un groupe d'âge à l'autre. L'annexe A contient les équations ainsi estimées (tableaux A.1 à A.4).

Nous allons maintenant examiner brièvement le tableau d'ensemble qui se dégage pour ce qui est du taux d'activité, de la puissance explicative des équations de régression, et du comportement des divers facteurs explicatifs dans les groupes d'âge des épouses. Le taux d'activité le plus élevé, soit 59.9 %, se rencontre chez les femmes âgées de moins de 25 ans. Ensuite le taux d'activité des femmes mariées baisse graduellement jusqu'au groupe d'âge 35-44 ans, puis il augmente pour atteindre un nouveau sommet, bien que moins élevé que le premier (39.0 %), pour le groupe d'âge 45-54 ans<sup>58</sup>. Après ce deuxième sommet, le taux d'activité baisse à nouveau, avec une baisse brusque pour le groupe d'âge 65 ans et plus.

La puissance explicative totale des équations de régression baisse continuellement à mesure que l'on passe aux groupes d'âge supérieurs. La valeur de  $R^2$  et de  $\bar{R}^2$  est de 0.3269 et de 0.3115 respectivement, tendant graduellement vers les

---

<sup>56</sup> Mincer devait trouver que la réaction active des femmes mariées au revenu familial transitoire est très forte. Le revenu futur attendu, c'est-à-dire le "revenu permanent" des jeunes époux, et en particulier des jeunes époux instruits, est supérieur à leur revenu présent. Aussi la réaction des jeunes épouses au revenu transitoire négatif sera de se joindre à la population active. Voir J. Mincer, *op. cit.*

<sup>57</sup> Voir: a) Spencer et Featherstone, *op. cit.*, p. 70, b) Spencer, *op. cit.*, p. 13, et c) Allingham et Spencer, *op. cit.*, p. 14.

<sup>58</sup> On peut avancer quelques explications concernant le profil à deux sommets du taux d'activité des femmes mariées: i) les femmes mariées du groupe d'âge le plus jeune (premier sommet) réagissent fortement à l'élément transitoire négatif du revenu familial I-W (voir la note 55 de ce chapitre) et, de surcroît, ce groupe d'âge comprend pratiquement tous les nouveaux couples sans enfants dont les besoins financiers sont élevés, ii) le groupe d'âge 45-54 ans (deuxième sommet) comprend les épouses qui ont moins de responsabilités pour ce qui est des soins maternels (leurs enfants vont à l'école, ou bien ils ont quitté le foyer), ce qui augmente la probabilité que les femmes mariées vont retourner sur le marché du travail.

Ces profils des taux d'activité à deux sommets des femmes mariées ont été remarqués dans des études antérieures utilisant les données du recensement de 1961. Voir: a) S. Ostry, *La travailleuse au Canada*, *op. cit.*, et b) Allingham, *Women Who Work: Part I*, *op. cit.*



valeurs minimales de 0.097 et de 0.0707, dans l'équation de régression pour le dernier groupe d'âge, celui de 65 ans ou plus. Cette baisse continue de la puissance explicative totale des équations de régression signifie que l'élément de variation aléatoire augmente avec l'âge.

La variable OWH<sup>59</sup>, représentant le mode d'occupation de la famille (propriétaire ou non propriétaire), a de façon systématique un signe négatif, mais son coefficient n'est pas significatif statistiquement pour tous les groupes d'âge, comparativement au coefficient négatif et significatif de cette même variable dans le cas de "toutes les observations". Une explication plausible pourrait être que la séparation des observations selon l'âge de l'épouse (qui regroupe les familles à diverses étapes du cycle vital) rend l'échantillon pour chaque groupe plus homogène, ce qui pourrait se traduire par une multicollinéarité plus forte qui affecterait la taille des coefficients estimés, leurs erreurs-types, et partant, la valeur de "t" des coefficients<sup>60</sup>.

L'impact de la présence d'autres adultes dans la famille, soit la variable AD, sur l'activité de l'épouse est positif et significatif statistiquement dans toutes les équations de régression des groupes d'âge, comme lorsque l'on avait considéré ensemble tous les âges. Mais la taille de cet effet positif baisse au-delà du groupe d'âge 25-34 ans. La baisse de cet effet positif à mesure que l'âge de l'épouse augmente peut s'expliquer par le fait que les jeunes épouses sont plus aptes à se joindre à la population active en raison de besoins financiers plus pressants et de l'absence d'un patrimoine accumulé et d'un revenu familial actuel inférieur au revenu familial attendu, mais elles sont restées à la maison par suite de la présence de jeunes enfants. L'existence d'un remplaçant approprié (autre adulte) pour se charger du travail ménager dans la maison peut accroître la propension d'une jeune épouse à se joindre à la population active par rapport au cas de l'épouse plus âgée.

Le nombre de semaines de chômage de l'époux en 1967, soit la variable HWU, a un coefficient non significatif statistiquement, négatif pour les deux premiers groupes d'âge. Les coefficients deviennent ensuite positifs, tout en

---

<sup>59</sup> Les commentaires relatifs aux variables explicatives se rapportent à tous les groupes d'âge, à l'exception du dernier, c'est-à-dire 65 ans et plus. Dans le cas de ce groupe d'âge (et peut-être aussi le groupe d'âge 55-64 ans), il faudrait faire une étude distincte qui prendrait en compte d'autres facteurs importants qui agissent sur la situation vis-à-vis de la population active des autres personnes plus âgées, comme par exemple le système de sécurité sociale, les régimes de pensions privés et publics, le patrimoine accumulé, les paiements de bien-être social, le revenu tiré de la propriété, les possibilités d'emploi pour les personnes âgées, la discrimination en raison de l'âge, etc.

<sup>60</sup> Pour un examen de l'effet de la multicollinéarité sur les estimations des moindres carrés des coefficients, de leurs erreurs-types et de la valeur de "t", voir: A.G. Goldberger, *Econometric Theory*, John Wiley and Sons Inc., New York, 1964, pp. 192-194. On rappelle au lecteur que la "multicollinéarité est une question de degré plutôt que de tout ou rien", et que la "multicollinéarité est une propriété des données de l'échantillon et non des données de la population". Voir A.G. Goldberger, *Topics in Regression Analysis*, The MacMillan Company, New York, 1968, p. 80.



augmentant à mesure que l'on passe aux groupes d'âge plus élevés. On peut interpréter cette évolution comme une indication que l'effet du travailleur d'appoint est plus prononcé chez les femmes mariées plus âgées que chez celles qui sont plus jeunes. Mais le lecteur se souviendra que cette variable doit être interprétée avec la variable représentant le revenu familial I-W.

La variable "non-travail de l'époux en 1967", HDNW, a un coefficient négatif qui est significatif statistiquement dans toutes les équations de régression sauf pour le groupe d'âge 25-34 ans, tout comme dans le cas de "toutes les observations". Cependant le comportement de cette variable ne présente pas de tendance particulière. La taille du coefficient varie d'un groupe d'âge à l'autre.

La région où habite la famille semble avoir un impact significatif sur la décision de l'épouse relativement à son activité pour tous les groupes d'âge à l'exception du groupe 25 ans ou moins, comme l'indiquent à la fois la signification statistique du groupe considéré globalement (valeur de F) ainsi que la signification statistique et la taille de chaque coefficient du groupe. La tendance générale qui en ressort pour tous les groupes d'âge à l'exception du plus jeune, est assez semblable à celle décrite précédemment pour l'équation de régression de "toutes les observations". Il ne semble pas que le facteur régional influe sur la décision des femmes mariées de moins de 25 ans de choisir leur statut professionnel. Une explication plausible serait que la pression économique sur nombre de jeunes épouses pour trouver un emploi peut être forte, surpassant l'importance des différences régionales dans les autres facteurs, ou encore que l'influence de facteurs socio-culturels modelant l'attitude à l'égard des femmes mariées ayant un travail actif a baissé de façon appréciable pour les jeunes gens actuellement.

L'ensemble de variables factices RES représentant la catégorie d'habitat de la famille, rural ou urbain (dans le dernier cas on prendra la taille de la cité) demeure, comme dans le cas des variables agrégées, significatif dans toutes les équations de régression, à l'exception du groupe d'âge 55-64 ans. Mais la taille et la signification statistique du coefficient de chaque variable dans chaque groupe indiquent, contrairement à la régression agrégée, que la taille du centre où habite la famille est un facteur qui affecte la décision des femmes mariées (dans certains groupes d'âge) quant à l'utilisation de leur temps.

Les valeurs de F pour les ensembles de variables factices représentant le revenu familial moins les gains de l'épouse I-W montrent que ce facteur est significatif statistiquement dans les cinq régressions selon l'âge. Les coefficients négatifs de chaque variable (à l'exception de quatre coefficients positifs mais non significatifs pour le groupe d'âge 25-34 ans) dans tous les groupes d'âge montrent que la relation négative entre I-W, et l'activité se vérifie pour tous les âges. Cependant, pour les valeurs inférieures de I-W, en particulier les deux plus jeunes

groupes, chaque coefficient est non significatif statistiquement<sup>61</sup>. On observe par ailleurs que l'impact négatif du facteur revenu familial, de façon très générale, est plus fort chez les femmes mariées plus âgées que chez les femmes mariées plus jeunes.

Prises ensemble, les variables représentant la profession de l'époux, soit OCCH, sont significatives dans trois régressions selon le groupe d'âge, et non significatives dans les deux autres groupes d'âge (25-34 ans et 45-54 ans)<sup>62</sup>. Les variables profession prises isolément ont un comportement sans direction précise, et seulement quelques-unes d'entre elles sont significatives statistiquement pour certains groupes d'âge.

Le fort impact positif du degré d'instruction de l'épouse sur son activité, mis en évidence dans l'équation de régression agrégée, est confirmé pour tous les groupes d'âge, comme l'indiquent la taille de chaque coefficient positif et sa signification statistique au niveau de 1 % (à l'exception de la variable EDW2, qui n'est pas significative dans la plupart des cas), ainsi que la signification statistique de l'ensemble des variables factices EDW groupées ensemble dans toutes les équations estimées de l'âge de l'épouse. La tendance générale, que l'on retrouve dans la régression "toutes les observations", sous la forme d'un effet positif augmentant régulièrement parallèlement au degré d'instruction de l'épouse peut s'observer dans chaque groupe d'âge. Elle se caractérise par un comportement parfois bizarre, pour certains groupes d'âge, de la variable EDW6, qui représente les épouses ayant un diplôme universitaire, et dont le coefficient positif et significatif était moins élevé que celui de la variable EDW5, représentant les épouses ayant un certain niveau d'instruction collégial ou universitaire<sup>63</sup>.

Les résultats de l'équation agrégée indiquent que les épouses immigrantes ont un comportement actif différent de celles nées au Canada jusqu'à ce qu'elles soient assimilées à la vie sociale et culturelle canadienne. Les résultats de la

---

<sup>61</sup> L'absence de sensibilité de l'activité des jeunes femmes mariées aux variations de I-W pour la tranche de revenu familial inférieure peut s'expliquer par une combinaison de facteurs tels que: a) les jeunes épouses peuvent encore fréquenter l'école en même temps que leur époux: de telles familles se retrouveront dans la tranche inférieure de I-W, et b) les jeunes épouses dont les gains de l'époux sont peu élevés, ont probablement des possibilités de gains actifs peu élevés et une capacité d'être employées peu élevée également, deux raisons qui ne les encourageront pas à se joindre à la population active lorsque I-W varie, en particulier avec la présence de jeunes enfants.

<sup>62</sup> Nous avons estimé les mêmes équations pour deux groupes d'âge (25-34 ans et 45-54 ans), en groupant ensemble toutes les variables de I-W et de OCCH (les résultats ne sont pas indiqués). Les deux facteurs groupés ensemble étaient significatifs statistiquement au niveau de 1 %, ainsi que l'indique le test F.

<sup>63</sup> Dans le plus jeune groupe d'âge, c'est-à-dire les moins de 25 ans, la variable EDW5 représentant les épouses ayant un certain niveau d'instruction collégiale ou universitaire, a un coefficient moins élevé que celui de la variable EDW4, qui représente les épouses ayant terminé leurs études secondaires. Une explication serait que les femmes mariées qui étaient encore inscrites dans une école n'ont pas été exclues de l'échantillon.

régression pour les groupes d'âge en question impliquent que l'âge de l'épouse immigrante joue un rôle important dans son comportement actif. Les variables IMS ne sont pas significatives, qu'elles soient prises en groupe ou individuellement, pour les groupes d'âge moins de 25 ans et 55-64 ans. Ce résultat peut être interprété comme une indication que l'âge de l'épouse au moment de l'immigration est important pour expliquer son comportement actif. Les femmes qui ont immigré plus jeunes peuvent s'intégrer plus rapidement à la vie sociale et culturelle canadienne, tandis que celles qui ont immigré à un âge plus avancé, disons vers la cinquantaine, peuvent ne pas avoir comme motif le redressement de leur situation financière (cas des parents désireux de rejoindre leurs enfants, immigration forcée pour des motifs politiques), de sorte qu'elles ne font pas preuve d'un comportement actif différent des femmes nées au Canada. Les variables IMS groupées ensemble, dans les autres tranches d'âge, sont significatives statistiquement (pour le groupe d'âge 45-54 ans au niveau de 10 % seulement), et les coefficients pris individuellement dans chaque groupe d'âge font ressortir une tendance de comportement actif des épouses immigrantes semblable à celle mise en évidence par l'équation de régression de tous les âges (à l'exception du groupe d'âge 25-34 ans, pour lequel la variable IMS3 n'est pas significative)<sup>64</sup>.

L'association négative, ainsi qu'une tendance semblable à celle isolée par l'équation de "toutes les observations", entre la présence d'enfants (pour les trois cas possibles de maternité) et l'activité de l'épouse, se rencontrent dans toutes les équations estimées contrôlées en ce qui concerne l'âge de l'épouse. Le facteur maternité CH est significatif statistiquement au niveau de 1 % pour chacun des quatre groupes d'âge, et tous les coefficients individuels sont négatifs<sup>65</sup> et significatifs (à l'exception de CH1 dans le groupe d'âge 45-54 ans). Mais cet effet négatif baisse pour les épouses plus âgées (35-44 et 45-54 ans), ainsi que l'indiquent la taille et la signification statistique des coefficients individuels.

Trois équations distinctes, ayant la même forme que l'équation agrégée, ont été estimées dans une tentative d'étude de l'existence de différences dans le comportement actif des femmes mariées faisant partie de tranches de revenu différentes<sup>66</sup>. L'annexe A en donne les résultats aux tableaux A.4 et A.5.

---

<sup>64</sup> Cela pourrait s'interpréter comme une confirmation de l'argument avancé précédemment selon lequel l'immigration à un âge jeune peut accélérer l'assimilation à la vie sociale et culturelle canadienne.

<sup>65</sup> La variable CH2 dans le groupe d'âge moins de 25 ans a été incluse dans l'équation parce que certaines familles peuvent avoir des enfants de ce groupe d'âge (de 6 à 15 ans) provenant d'un mariage précédent du mari, ou des enfants en tutelle. Le coefficient est positif et non significatif.

<sup>66</sup> On a classé ces observations sur la base du revenu familial à l'exception des gains de l'épouse, soit I-W, en trois tranches de revenu. Nous avons défini les familles dont  $I-W \leq \$3,999$  comme familles "à faible revenu", les familles ayant  $I-W \geq \$4,000$   $I-W \leq \$7,999$  comme les familles à "revenu moyen", et les familles ayant  $I-W \geq \$8,000$  comme les familles à "revenu supérieur".



La moyenne de la variable dépendante indique que le taux d'activité le plus élevé chez les femmes mariées se rencontre dans la tranche de revenu moyenne, avec 41.3 %, contre 32.1 % et 31.6 % respectivement pour les tranches de revenu inférieure et supérieure. Le taux d'activité remarquablement moins élevé dans la tranche de revenu inférieure que celui de la tranche moyenne peut s'expliquer en partie par le fait que la tranche inférieure comprend la plupart des familles dont l'époux était inactif en 1967 et dont l'épouse avait l'âge de la retraite (voir la note 22 du présent chapitre). De plus, la "pauvreté" s'associe a) aux caractéristiques personnelles qui réduisent la capacité d'être employable de la personne (par exemple, le degré d'instruction<sup>67</sup>, la formation et l'état de santé), b) un manque de renseignements sur les possibilités d'emploi, et peut-être une mobilité géographique et professionnelle moins grande. Tous ces facteurs doivent avoir un effet contraire sur l'activité des femmes mariées de la tranche de revenu inférieure.

La puissance explicative totale des équations de régression baisse à mesure que l'on se déplace de la tranche inférieure ( $R^2 = 0.27$ ,  $\bar{R}^2 = 0.26$ ) à la tranche moyenne ( $R^2 = 0.22$ ,  $\bar{R}^2 = 0.21$ ) et à la tranche supérieure ( $R^2 = 0.12$ ,  $\bar{R}^2 = 0.11$ ), ce qui signifie que l'élément de variation aléatoire s'accroît avec le revenu.

La variable OWH a un coefficient toujours négatif et significatif (au niveau de 10 % pour la tranche supérieure), mais la taille de l'effet négatif est plus grande pour les tranches inférieure et supérieure. La variable HDNW est liée négativement à l'activité des femmes mariées; elle est significative statistiquement, et son coefficient diminue à mesure que l'on passe aux tranches de revenu plus élevées, alors que la variable AD a un coefficient positif et significatif statistiquement, sauf pour la tranche de revenu inférieure<sup>68</sup>, qui augmente à mesure que l'on passe de la tranche de revenu inférieure à la tranche supérieure.

Les ensembles de variables factices représentant la région REG, le degré d'instruction de l'épouse EDW, la maternité CH et l'âge de l'épouse ÂGE, sont significatifs statistiquement pour les trois tranches de revenu. Un examen de chaque coefficient des variables factices dans chaque groupe montre que de façon

---

<sup>67</sup> La distribution d'échantillonnage des femmes mariées dont le degré d'instruction correspond à l'achèvement des études secondaires, d'une partie des études collégiales ou universitaires et à l'obtention d'un diplôme universitaire, est la suivante: tranche de revenu inférieure: 13.6 %, 2.7 %, 1.2 %; tranche de revenu moyenne: 23.3 %, 4.2 %, 1.7 %; tranche de revenu supérieure: 32.0 %, 7.4 % et 5.2 % respectivement.

<sup>68</sup> Une explication plausible, mais sujette à caution, de ce coefficient non significatif de AD pour la tranche de revenu inférieure serait que les familles dont le revenu se situe dans cette tranche ne peuvent se permettre que d'autres adultes (beaux-parents, etc.) vivent avec eux, et que leurs enfants quittent le foyer le plus tôt possible afin d'essayer d'échapper à la "pauvreté". Cet argument est confirmé dans une certaine mesure par les données. La moyenne de la variable AD est 0.22 pour la tranche inférieure de la tranche moyenne et de 0.89 dans la tranche supérieure.

générale la même tendance que celle décrite dans la régression de "toutes les observations" à propos de ces facteurs réapparaît dans les trois tranches de revenu. Mais leur impact, positif ou négatif, sur l'activité des femmes mariées est beaucoup plus fort pour la tranche de revenu moyenne (à l'exception de REG) que pour les deux autres tranches de revenu. L'ensemble de variables factices représentant la catégorie d'habitat RES, n'est pas significatif statistiquement pour la tranche supérieure considérée globalement ou dans le détail, ce qui indique que la catégorie d'habitat de la famille (rural ou urbain), et la taille de la ville où habite la famille n'affectent pas le comportement actif des femmes mariées "aisées". Dans les deux autres tranches de revenu, la probabilité que l'épouse fasse partie de la population active est affectée par la catégorie d'habitat de la famille, ainsi que l'indiquent la taille et la signification statistique de chaque coefficient des variables RES.

Les variables IMS, représentant le statut d'immigration de l'épouse, ne sont pas significatives, qu'elles soient considérées en groupe ou individuellement, pour la tranche de revenu inférieure. Cette constatation peut être interprétée comme signifiant que le comportement actif des femmes mariées "pauvres" ne dépend pas de leur statut d'immigration. Les variables IMS prises ensemble sont significatives dans les deux autres tranches de revenu (au niveau de 10 % pour la tranche supérieure), et les coefficients des variables prises individuellement suivent la même tendance que les variables de l'équation de régression agrégée.

La signification statistique des variables I-W dans les trois tranches de revenu montre que le niveau de I-W, même pour chaque tranche de revenu, a une influence significative sur la décision des femmes mariées de se joindre ou non à la population active. L'ensemble de variables factices représentant la profession de l'époux, soit OCCH, est significatif statistiquement pour les trois tranches de revenu (au niveau de 10 % pour la tranche supérieure).

Le chômage de l'époux en 1967, soit la variable HWU, est relié positivement à l'activité de l'épouse seulement dans la tranche inférieure de revenu, et cette variable n'est pas significative statistiquement pour les tranches moyenne et supérieure. Ce qui est remarquable, c'est que le coefficient négatif de HWU soit fortement significatif pour la tranche de revenu moyenne. Mais lorsqu'on interprète comme il se doit les résultats par rapport à la variable I-W, l'effet positif du "travailleur d'appoint" sur l'activité de l'épouse est vérifié dans les trois tranches de revenu. De plus, l'amplitude de cet effet dépend de la durée du chômage de l'époux, de ses gains hebdomadaires, et du "niveau normal" I-W du revenu familial. Ainsi, supposons que l'époux d'une famille faisant partie de la tranche moyenne dont le "niveau normal" de I-W est de \$7,000 à \$7,999 (I-W7), a été au chômage pendant dix semaines en 1967 et a déclaré un revenu I-W de \$6,500; le revenu de la famille devrait donc se trouver dans la tranche I-W6, et la



probabilité que l'épouse fasse partie de la population active augmenterait globalement, en raison du chômage de l'époux, de 1.9 point ( $0.109 - 0.060 - 0.003 \times 10 = 0.019$ )<sup>69</sup>.

Les équations estimées figurant dans l'annexe A, au tableau A.6, sont basées sur une subdivision des observations selon la catégorie d'habitat de la famille dans une région métropolitaine<sup>70</sup> par opposition à toute autre catégorie d'habitat.

Le taux d'activité des femmes mariées dans les régions métropolitaines est supérieur de 7.8 % à celui des femmes mariées vivant dans toutes les autres régions. Ce résultat n'est nullement surprenant parce que les femmes mariées dans les grands centres urbains: a) ont beaucoup plus de possibilités d'emploi rémunéré, b) ont peut-être accès à un système de renseignements sur le marché du travail et de transport plus adéquat, c) rencontrent des attitudes sociales plus libérales à l'égard du travail rémunéré des femmes mariées, et d) disposent de plus de biens de remplacement sur le marché à des biens produits à la maison (par exemple, des restaurants et des nettoyeurs à sec). De plus, les femmes vivant dans des grandes villes peuvent accéder plus facilement à l'instruction, et la résidence dans des régions métropolitaines peut réduire le taux de fécondité, ce qui réduit à son tour la taille de la famille. Tous ces facteurs facilitent et encouragent les femmes mariées à se joindre à la population active.

L'élément de variation aléatoire est plus important dans l'équation des régions non métropolitaines, comme l'indique la puissance totale explicative moindre de l'équation ( $R^2 = 0.185$ ,  $\bar{R}^2 = 0.179$ ), par comparaison à la puissance explicative générale de l'équation des régions métropolitaines ( $R^2 = 0.213$ ,  $\bar{R}^2 = 0.210$ ).

Les résultats de la régression indiquent qu'il y a un impact différentiel de certaines variables explicatives et de certains facteurs sur l'activité des femmes

---

<sup>69</sup> Dans cet exemple, si le chômage de l'époux avait été de courte durée, par exemple trois semaines, de sorte que la famille serait restée dans la même catégorie I-W, l'effet global aurait été négatif mais très faible (c.-à-d.,  $-0.003 \times 3 = -0.009$ ). Ceci peut constituer l'indication que la variable HWU saisit une partie de l'effet de retrait cyclique, puisque nous n'utilisons aucune variable appropriée pour contrôler les conditions sur le marché du travail. De plus, cette constatation peut être interprétée comme une indication que l'effet de retrait cyclique est plus fort dans la tranche de revenu moyenne que dans les deux autres. De plus, le même modèle, modifié par l'omission des variables I-W, a été estimé pour les trois tranches de revenu. Les coefficients estimés de la variable HWU ont été les suivants: tranche inférieure: 0.0013 (significatif au niveau de 10 %, valeur de "t": 1.95), tranche moyenne:  $-0.0020$  (significatif au niveau de 5 %, valeur de "t":  $-2.01$ ), et tranche supérieure:  $-0.0001$  (non significatif, valeur de "t":  $-0.06$ ). Il est intéressant de noter que les coefficients de toutes les autres variables et la valeur de "t" pour chacune d'elles ont changé très légèrement dans cette nouvelle forme. Ces résultats confirment les arguments susmentionnés en ce qui concerne l'incidence et la durée du chômage de l'époux dans les trois tranches de revenu (voir la note 36 du présent chapitre).

<sup>70</sup> Tout centre dont la population est au moins de 30,000 habitants est défini comme étant une région métropolitaine.

mariées dans les deux "régions". Les variables OWH, HDNW, ainsi que les facteurs "degré d'instruction de l'épouse" EDW et "profession de l'époux" OCCH, ont un effet plus fort sur l'activité des épouses vivant dans des régions non métropolitaines. En particulier, les variables EDW5 et EDW6 de l'éducation "postsecondaire" de l'épouse font preuve d'un effet positif beaucoup plus fort sur l'activité des femmes mariées vivant dans les régions non métropolitaines. Cet effet peut s'expliquer par une rareté relative de femmes au degré d'instruction élevé dans les régions non métropolitaines<sup>71</sup>, puisqu'il faut s'attendre à ce que ces femmes se dirigent vers les grandes villes pour chercher un plus grand choix de possibilités (en particulier celles qui ont épousé des hommes au degré d'instruction élevé, car leur époux a davantage de possibilités d'emploi dans les grandes villes). Par contre, la variable AD et les variables représentant la maternité et l'âge de l'épouse, révèlent un effet plus faible sur l'activité des épouses vivant dans des régions non métropolitaines. L'effet moindre de AD et de la maternité peut être interprété comme une indication de l'existence possible de meilleurs substituts au travail de la mère à la maison (par ex., des parents et des voisins pour surveiller les enfants) dans les régions non métropolitaines que dans les grandes villes, ou encore du coût moindre de l'aide extérieure<sup>72</sup>.

Dans les deux régressions, la variable HWU n'est pas significative alors que les facteurs catégorie d'habitat de la famille et revenu familial ont un impact significatif et assez semblable sur la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active dans les deux régressions, certaines particularités caractérisant les coefficients individuels de I-W. Les variables représentant le lieu de résidence de la famille, dans le cas des régions non métropolitaines, met une fois de plus en évidence l'influence significative de la catégorie d'habitat, urbain ou rural, sur la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active.

Enfin, le statut d'immigration de l'épouse est un facteur notable affectant uniquement la décision des femmes mariées vivant dans les régions métropolitaines quant à la répartition de leurs heures de travail. Les variables IMS sont significatives statistiquement lorsqu'elles sont prises en groupe, et leurs coefficients individuels suivent la même tendance que l'équation estimée "toutes les observations". Dans la régression pour les régions non métropolitaines, l'influence négligeable de ce facteur peut s'interpréter comme une conséquence des caractéristiques spéciales des immigrants attirés vers ces régions<sup>73</sup>.

---

<sup>71</sup> La distribution d'échantillonnage montre qu'il y a 5.4 % de femmes mariées ayant reçu une éducation en partie collégiale ou universitaire, et 3.1 % ayant un diplôme universitaire dans les régions métropolitaines, alors que les pourcentages correspondants dans les régions non métropolitaines sont de 3.8 % et de 1.8 % respectivement.

<sup>72</sup> L'effet plus faible de AD et de CH sur l'activité des femmes mariées vivant dans les régions non métropolitaines a été mis en évidence dans des études canadiennes antérieures. Voir: Spencer et Featherstone, *op. cit.*, p. 64, et Allingham et Spencer, *op. cit.*, p. 18.

<sup>73</sup> Les femmes mariées immigrantes sont réparties dans les catégories IMS2, IMS3, et IMS4 de la façon suivante: régions métropolitaines: 5.7 %, 10.7 % et 2.1 %, régions non métropolitaines: 4.6 %, 3.2 % et 0.4 % respectivement.

Les équations estimées pour les cinq régions du Canada figurent à l'annexe A, dans les tableaux A.7 et A.9. Les résultats montrent que les équations de régression pour les provinces de l'Atlantique et le Québec diffèrent de façon assez appréciable, chacune d'elles probablement pour des raisons différentes, lorsqu'on les compare aux équations estimées des trois autres régions, lesquelles demeurent plus ou moins proches de l'équation estimée pour "toutes les observations".

Un point intéressant à noter est la forte ressemblance des résultats de régression pour les provinces de l'Atlantique et pour les régions non métropolitaines (tableau A.6, deuxième équation). Le taux d'activité est de 29.2 % dans les provinces de l'Atlantique, et de 31.9 % dans les régions non métropolitaines du Canada, et la puissance explicative globale des équations de régression est presque la même ( $R^2 = 0.179$ ,  $\bar{R}^2 = 0.169$  pour les provinces de l'Atlantique,  $R^2 = 0.185$ ,  $\bar{R}^2 = 0.179$  pour les régions non métropolitaines). De plus, les variables explicatives ont un comportement semblable dans les deux équations, même si la taille et la signification statistique des coefficients individuels diffèrent en général assez marginalement. Par ailleurs, si nous comparons l'équation de régression pour les provinces de l'Atlantique aux équations de régression des quatre autres régions du Canada, nous constatons que la tendance de l'impact différentiel de certaines variables et de certains facteurs sur l'activité des femmes mariées est semblable à celle dégagée lors de la comparaison des équations de régression des régions non métropolitaines à celles des régions métropolitaines. Les variables OWH, HDNW et les facteurs EDW et OCCH ont un effet plus fort (à l'exception de OWH en Colombie-Britannique, et de HDNW dans les provinces de l'Atlantique), tandis que la variable AD et les facteurs CH et ÂGE indiquent un impact plus faible sur l'activité des femmes mariées dans les provinces de l'Atlantique que dans les quatre autres régions<sup>74</sup>.

Le taux d'activité des femmes mariées au Québec est de 28.9 %, le plus bas de toutes les régions du Canada. La puissance explicative générale de l'équation de régression pour le Québec est la plus forte ( $R^2 = 0.226$ ,  $\bar{R}^2 = 0.216$ ), comparative-ment aux autres équations de régression des autres régions.

L'une des variables de la catégorie d'habitat, RES2, est significative. Autrement, la catégorie d'habitat ne révèle pas l'influence qu'elle exerce sur la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active au Québec. Les variables EDW5 et EDW6, représentant l'éducation "postsecondaire" de l'épouse, ont un effet positif plus fort sur l'activité que dans toute autre région à l'Ouest du Québec, cependant que l'âge de l'épouse semble avoir un impact négatif plus fort sur son activité que dans toutes les autres régions du pays.

<sup>74</sup> La distribution d'échantillonnage montre que les familles rurales représentent 44.9 % de la population dans les provinces de l'Atlantique, et 49.5 % de la population des régions non métropolitaines. La ressemblance des résultats de la régression entre les équations pour les provinces de l'Atlantique et les régions non métropolitaines peut s'expliquer en partie par cette distribution urbaine-rurale de la population.



La profession de l'époux, soit la variable OCCH, semble n'avoir aucune influence sur la situation de l'épouse vis-à-vis de la population active. L'une des variables individuelles "profession", la variable OCCH2, est légèrement significative au niveau de 5 %; autrement, les autres variables individuelles "profession", et les variables prises ensemble, ne sont pas significatives statistiquement.

Le résultat le plus frappant dans l'équation pour le Québec est le fort effet positif du statut d'immigration de l'épouse sur son activité. Prises ensemble, les quatre variables "statut d'immigration" sont fortement significatives. Tous les coefficients individuels des variables IMS sont positifs et significatifs au niveau de 1 %. De plus, la taille des coefficients individuels indique qu'une épouse immigrante a de 13.8 % à 24 % plus de chances de faire partie de la population active (compte tenu de sa date d'arrivée au Canada) qu'une épouse canadienne. Le coefficient positif et significatif statistiquement de la variable IMS2, représentant les épouses immigrantes arrivées au Canada avant 1946, ne concorde pas avec la partie de l'hypothèse posée au chapitre III selon laquelle les épouses immigrantes feraient preuve de la même propension à se joindre à la population active que les épouses nées au Canada lorsqu'elles seront intégrées à la vie sociale et culturelle du pays. Ce coefficient positif et significatif de IMS2 peut être interprété comme une indication que les immigrants au Québec ne s'intègrent jamais à la vie sociale et culturelle de cette province, ou que les caractéristiques, les aspirations et les buts des immigrants qui ont été attirés par cette province sont de nature particulière.

Dans les trois autres régions, les taux d'activité des femmes mariées varient entre 39.9 % en Colombie-Britannique à 44.0 % dans les provinces des Prairies, en passant par 41.5 % dans le cas de l'Ontario, et la puissance explicative des équations de régression est en gros la même pour les trois régions.

Les résultats de la régression font ressortir des impacts différentiels de certaines variables sur l'activité entre ces trois régions, ainsi qu'un comportement différentiel de certaines variables pour ces trois régions par comparaison à l'équation de régression de "toutes les observations".

Les variables OWH, HDNW, CH et ÂGE ont systématiquement un coefficient négatif, tandis que les variables AD, RES, et EDW ont systématiquement un signe positif. Cependant, la taille et la signification statistique des coefficients varient d'une région à l'autre.

Les variables représentant le revenu I-W de la famille sont reliées négativement à l'activité de l'épouse, mais la plupart ne sont pas significatives si I-W est inférieur à \$6,000. Le coefficient de HWU est positif mais non significatif dans le cas de l'Ontario et de la Colombie-Britannique, mais assez curieusement, il est négatif et significatif dans le cas des Prairies. Il faut peut-être interpréter ce coefficient comme un reflet des facteurs saisonniers influant sur l'emploi agricole

dans cette région. Lorsque les travailleurs agricoles deviennent chômeurs, leurs épouses, qui ont probablement la même profession, n'auraient pas beaucoup de chances d'obtenir un emploi dans la région<sup>75</sup>.

Les variables représentant la profession de l'époux ne sont pas significatives, qu'elles soient considérées en groupe (sauf au niveau de 10 % en Ontario) ou isolément, dans chacune des trois régions<sup>76</sup>. Les variables représentant le statut d'immigration de l'épouse ne sont pas significatives non plus (sauf quand on les considère comme un groupe, au niveau de signification de 10 % en Ontario).

Les résultats de la régression précédente par région révèlent l'existence de différences interrégionales appréciables dans l'activité, et un impact différentiel de certaines variables sur la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active dans différentes régions. Une partie de ces différences peut s'expliquer par des différences interrégionales dans les variables explicatives utilisées dans le modèle. Mais il ne fait pas de doute qu'il y a des différences interrégionales dans de nombreux facteurs qui ont été omis<sup>77</sup>, tels que la composition de l'industrie, la distribution de la population selon l'âge et le sexe, les variations saisonnières dans l'emploi<sup>78</sup>, les différences sociales et culturelles, etc., qui influent sur ces différences interrégionales du comportement actif des femmes mariées.

En résumé, on a examiné dans ce chapitre les résultats empiriques obtenus par l'ajustement du modèle aux micro-données transversales provenant de l'E.F.C. de 1968. Les hypothèses posées au départ ont été confirmées par l'évidence empirique (à l'exception de celle relative à la profession de l'époux), et toutes les variables explicatives et les facteurs introduits dans le modèle semblent avoir une influence significative dans la détermination de la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active au Canada. Lorsqu'on a désagrégé l'échantillon global selon l'âge de l'épouse, le revenu familial et la catégorie d'habitat de la famille (région métropolitaine, non métropolitaine, et région), les résultats de régression ont mis en évidence des taux d'activité assez différents, ainsi que des différences d'impact et de signification des variables explicatives sur le comportement actif des femmes mariées entre différents groupes. Les résultats empiriques obtenus par l'ajustement du modèle aux données agrégées provenant du recensement de 1961 sont examinés dans le chapitre suivant.

---

<sup>75</sup> Ce qui peut être interprété comme une preuve supplémentaire que la variable saisit une partie de l'effet de retrait cyclique.

<sup>76</sup> Nous avons estimé les mêmes équations pour toutes les régions à l'exception des provinces de l'Atlantique, en considérant toutes les variables représentant I-W et OCCH ensemble. Les deux facteurs considérés comme un groupe étaient significatifs statistiquement au niveau de 1 % dans les quatre régions (les résultats ne sont pas indiqués).

<sup>77</sup> L'omission de ces facteurs du modèle, imputable soit aux limitations inhérentes aux données ou à leur nature non quantifiable, aurait pu affecter le comportement de certaines des variables comprises dans le modèle. On peut concevoir que certaines des variables explicatives du modèle ont pu servir de variables fictives en remplacement de variables omises.

<sup>78</sup> Pour l'existence des différences interrégionales dans quelques-uns de ces facteurs au Canada, voir: F.T. Denton, *An Analysis of Interregional Differences in Manpower Utilization and Earnings*, op. cit.



## CHAPITRE V

### ESTIMATION DU MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL À PARTIR DES MACRO-DONNÉES PROVENANT DU RECENSEMENT DE 1961

Les résultats de régression obtenus par l'application du modèle élaboré au chapitre III aux macro-données provenant du recensement de 1961 sont analysés dans le présent chapitre.

Une partie de cette analyse consiste à étudier et examiner l'association existant entre les moyennes urbaines des caractéristiques des individus et des ménages et le taux d'activité des femmes mariées. Par ailleurs, l'emploi de macro-données nous permet d'examiner et d'analyser les relations entre les variables inhérentes au marché du travail, c'est-à-dire le chômage, la composition industrielle, les gains des femmes et le comportement actif des épouses, ainsi que l'effet de différences socio-culturelles sur la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active.

Les observations elles-mêmes ont porté sur 174 secteurs, désignés aux fins du recensement "cités, villes, villages et subdivisions municipales de 10,000 habitants ou plus". La variable dépendante dans cet ensemble de données était le taux d'activité des femmes mariées, époux présent, dans la région lors de la semaine de recensement en 1961; toutes les autres variables indépendantes (à l'exception d'un ensemble de variables factices représentant la région dans laquelle le secteur est situé) étaient des moyennes à l'intérieur des secteurs.

Les régressions ont été calculées en se servant de formes arithmétiques ou logarithmiques<sup>1</sup>, et les résultats sont présentés dans l'annexe B, tableaux B.1 et B.2, ainsi que les noms et les définitions des variables en cause. Le tableau B.1 présente les équations estimées pour les femmes mariées de 15 ans ou plus, ainsi que les équations distinctes pour six sous-groupes classés selon l'âge de l'épouse. Le tableau B.2 donne les résultats de régression des équations sous forme logarithmique, ainsi que les régressions distinctes basées sur le partage des observations en quartiles sur la base des gains annuels moyens de l'époux<sup>2</sup>.

Chaque ligne des tableaux B.1 et B.2 montre les résultats d'une équation de régression: les coefficients estimés et la valeur de "t" correspondante entre parenthèses, ainsi que le coefficient de détermination multiple ( $R^2$ ), puis corrigé en fonction des degrés de liberté ( $\bar{R}^2$ ), et l'écart type des résidus (SEE).

---

<sup>1</sup> La forme logarithmique linéaire provient d'un modèle multiplicatif de la forme

$$Y = \beta_0 X_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} \dots E$$

en prenant les logarithmes des deux côtés de l'équation.

<sup>2</sup> On a classé les 174 observations selon les gains annuels moyens YH de l'époux, en trois tranches de revenu. La tranche inférieure (le quartile le plus bas) comprend 44 observations pour lesquelles YH est inférieur à \$3,974; la tranche moyenne (les deux quartiles centraux) comprend 86 observations pour lesquelles YH est compris entre \$3,974 et \$4,614; la tranche supérieure comprend 44 observations pour lesquelles YH est supérieur à \$4,614. Ces trois tranches sont dénommées L, M et U respectivement.

Quelques remarques d'ordre général s'imposent au sujet du taux d'activité et des résultats de régressions présentés dans le tableau B.1 avant d'entreprendre un examen détaillé des résultats empiriques variable par variable. Le taux d'activité par groupe d'âge de l'épouse, ainsi que l'indique le tableau V.1, est clairement dominé par la tendance du cycle vital. Le profil de participation "à deux sommets", tel qu'il a été décrit au chapitre précédent (page 65, note 58), figure également dans cet ensemble de données:

**TABLEAU V. 1. Taux d'activité des femmes mariées:  
Canada, 1961 et 1968**

Âge de l'épouse	Tous âges	- 25	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 - 64	65 +
Taux d'activité en 1961 .....	19.66	26.76	19.31	22.37	22.87	12.67	2.66
Taux d'activité en 1968 .....	27.74	40.30	27.30	29.87	32.08	20.85	2.87
Taux de variation .....	41.09	50.59	41.37	33.52	40.27	64.56	7.89

Source: Taux établis à partir des données utilisées dans la présente étude et provenant du recensement de 1961 et de l'E.F.C. de 1968 (les deux ensembles de données ne sont totalement comparables).

Le comportement des variables indépendantes a été sans surprise dans toutes les régressions (sauf quelques exceptions mineures); dans la plupart des cas, leur comportement était conforme à la théorie. La puissance explicative générale des équations de régression est assez élevée ( $R^2$  est compris entre 0.84 et 0.89) jusqu'au groupe d'âge 45-54 ans, puis elle diminue à mesure que l'âge augmente, ce qui constitue l'indication d'un élément aléatoire plus important dans les groupes d'âge supérieurs. La puissance explicative élevée des équations, si on la rapproche des équations de régression utilisant des micro-données, n'est nullement surprenante, puisque l'agrégation tend à réduire l'importance relative des variables négligées. L'omission de variables non significatives de l'équation "complète" et la réestimation du modèle montrent que les coefficients et la valeur "t" des autres variables font preuve d'une extraordinaire stabilité. Cette dernière peut être interprétée comme l'indication de l'absence d'une sérieuse multicollinéarité entre les variables omises et les variables conservées.

Le taux de chômage masculin<sup>3</sup>, UN, a servi, au niveau du secteur, de variable indépendante pour indiquer les conditions économiques générales dans ce secteur. Cette variable permet d'étudier et d'examiner l'hypothèse du "travailleur d'appoint" en relation avec l'hypothèse du "retrait cyclique". Selon la première hypothèse, des conditions économiques défavorables se traduiraient par un afflux de travailleurs secondaires, en particulier des femmes mariées, dans la population active afin d'essayer de maintenir le flux de revenu de la famille lorsque le soutien de famille devient chômeur. Selon la deuxième hypothèse, lorsque l'activité économique se ralentit, les travailleurs secondaires sont découragés à l'idée de se joindre à la population active et certains quittent cette dernière. Or, on croit que les deux effets agissent en même temps, et l'effet "net" sur le taux d'activité dépend de la force relative des deux forces opposées. Le signe et la taille du coefficient de UN devraient représenter le sens et l'ampleur de cet effet "net"<sup>4</sup>.

Les résultats de régression présentés au tableau B.1 montrent que la variable UN a un coefficient toujours positif (sauf pour le groupe d'âge 25 ans ou moins), ce qui tend à confirmer la théorie de la dominance de l'effet du travailleur d'appoint. Cependant, le coefficient n'est pas significatif statistiquement dans toutes les équations de régression, ce qui indique que les deux forces opposées s'annulent.

Un examen des données a révélé que la variable UN contenait plusieurs observations de valeurs élevées (plus de 8 %, alors que la moyenne de UN est 3.61). Nous avons été ainsi amené à ajuster les équations logarithmiques linéaires dans lesquelles l'influence des valeurs extrêmes est réduite<sup>5</sup>. Les résultats de la régression figurant au tableau B.2 montrent que l'effet du travailleur d'appoint domine. La variable chômage avait un coefficient positif, toujours significatif dans les équations de régression pour toutes les femmes mariées et pour les groupes d'âge 35-44 ans, 55-64 ans (au niveau de 10 % seulement, pour le groupe d'âge 35-44 ans). De plus, le coefficient positif est presque significatif au niveau de 10 % pour le groupe d'âge 45-54 ans. On peut interpréter ces résultats comme l'indication que la vraie relation entre le taux de chômage et l'activité des femmes mariées est positive, mais que la présence de valeurs extrêmes dans UN biaise les résultats statistiques dans les équations de régression sous forme arithmétique.

Des études de séries transversales et de séries chronologiques aux États-Unis concordent en général pour affirmer que l'effet du retrait cyclique domine dans l'ensemble de la population active, dans la plupart des groupes d'âge et de sexe,

<sup>3</sup> Les remarques sur les variables explicatives se rapportent à tous les groupes d'âge sauf le dernier, 65 ans ou plus (voir note 59, chapitre IV).

<sup>4</sup> Pour la théorie propre à la façon dont UN devrait saisir les effets du travailleur d'appoint et du retrait cyclique des variations cycliques de l'activité économique sur le taux d'activité, voir: a) J. Mincer, "Labour Force Participation and Unemployment: A Review of Recent Evidence", in *Prosperity and Unemployment*, R.A. Gordon and M.S. Gordon, éd., John Wiley and Sons Inc., New York, 1966, p. 77, et b) G.G. Cain, *op. cit.*, pp.63 et 64.

<sup>5</sup> Toutes les variables dans les équations sous forme logarithmique étaient exprimées sur la base des logarithmes décimaux, à l'exception des variables factices régionales.

ainsi que chez les femmes mariées<sup>6</sup>. Par contre, les études empiriques canadiennes en arrivent à des conclusions contradictoires, comme on l'a fait remarquer au chapitre II<sup>7</sup>. En plus des études canadiennes examinées au chapitre II, Whittingham<sup>8</sup>, utilisant des données transversales canadiennes provenant du recensement de 1961, a étudié les variations dans l'activité chez les femmes mariées au Canada face à des variations dans les conditions sur le marché du travail. On a néanmoins trouvé une certaine preuve de l'existence de l'effet du travailleur d'appoint chez les épouses ayant une responsabilité familiale.

Les résultats de la présente étude sont davantage conformes aux résultats empiriques de l'étude des séries chronologiques d'Officer et Andersen<sup>9</sup>, qui devaient conclure que l'effet du travailleur d'appoint domine pour tous les groupes d'âge féminins, à l'exception des femmes âgées de moins de vingt ans.

Plusieurs études empiriques confirment<sup>10</sup> ce que la théorie avance, c'est-à-dire que la "structure industrielle" d'un secteur agit sur la propension des femmes à prendre un travail actif, puisque les possibilités pour les femmes et les aspects non monétaires associés aux emplois dépendent de cette structure.

Dans la présente étude, le pourcentage de la population active (hommes et femmes) dans un certain secteur employé à certaines professions (administration, professions libérales et techniques, personnel de bureau et des ventes<sup>11</sup>), a servi de mesure des possibilités d'emploi pour les femmes, et comme variable factice représente la "structure industrielle" du secteur. Une association positive était évidemment à prévoir entre cette variable IM et l'activité des femmes mariées.

Les résultats empiriques confirment cette attente. Le coefficient de la variable IM porte toujours le signe positif attendu, et il est significatif statistiquement au niveau de 5 % dans l'équation générale de régression pour les femmes mariées, et au niveau de 1 % dans les équations de régression pour les groupes d'âge 25-34 ans, 35-44 ans, 45-54 ans et 55-64 ans. De plus, la variable devient significative au niveau de 1 % dans l'équation de régression sous forme logarithmique pour le groupe d'âge de moins de 25 ans. La taille des coefficients,

---

<sup>6</sup> Voir les références au chapitre II, note 27.

<sup>7</sup> Pour un bref examen des études canadiennes, voir chapitre II, pages 18 et 19, et les références susmentionnées.

<sup>8</sup> F.J. Whittingham, *"Additional and Discouraged Workers Among Married Women in Canada"*, thèse de doctorat non publiée, Université Queen's, septembre 1971.

<sup>9</sup> Officer et Andersen, *op. cit.*

<sup>10</sup> Voir: a) N.B. Belloc, *"Labour Force Participation and Employment Opportunities for Women"*, *Journal of the American Statistical Association*, septembre 1950, pp. 400-410, b) P.S. Barth, *"A Cross-sectional Analysis of the Labor Force Participation Rates in Michigan"*, *Industrial and Labor Relations Review*, janvier 1967, pp. 234-249, c) Cain, *op. cit.*, d) Bowen et Finegan, *op. cit.*

<sup>11</sup> Ces professions, considérées ensemble, ont une forte demande de travail féminin. En 1961, 55.86 % de la population active canadienne féminine se trouvait dans ces professions, contre 30.33 % pour la population active masculine. Voir S. Ostry, *The Occupational Composition of the Canadian Labour Force*, *op. cit.*, tableau 5, pp. 55-57.



en particulier dans les équations de régression logarithmiques, montre que la "structure industrielle" de la collectivité est plus importante pour les épouses très jeunes (de moins de 25 ans) et pour les épouses âgées (55-64 ans)<sup>12</sup>.

Les gains annuels moyens de l'époux, c'est-à-dire la variable YH, ont servi de variable factice représentant le revenu familial, à l'exception des gains de l'épouse. La relation négative théoriquement attendue entre YH et l'activité des femmes mariées est amplement confirmée par les résultats de la régression. Le coefficient de YH a toujours un signe négatif, et il est significatif au niveau de 1 % dans les équations de régression "tous âges" et selon l'âge de l'épouse, à l'exception du dernier groupe d'âge.

La taille du coefficient de YH dans les équations de régression selon les groupes d'âge de l'épouse révèle une baisse de la sensibilité de l'activité aux gains de l'époux à mesure que l'âge augmente (ainsi, un accroissement de \$1,000 dans les gains annuels du mari YH va entraîner une baisse du taux d'activité des femmes mariées de 7 % pour le groupe d'âge moins de 25 ans, et seulement de 2 % pour le groupe d'âge 55-64 ans). Cette différence dans la réaction de l'activité des femmes mariées d'âges différents face aux changements dans les gains du mari peut s'interpréter comme la conséquence des différences dans les responsabilités familiales tout au long du cycle vital de la famille. Un effet négatif important de YH sur la situation des jeunes femmes mariées vis-à-vis de la population active peut s'expliquer par l'absence de bons moyens de remplacer les soins maternels des jeunes enfants pour les catégories des femmes en âge d'élever des enfants.

Le salaire actif que reçoit l'épouse était représenté par la variable W, c'est-à-dire les gains annuels moyens des travailleuses à plein temps. Les résultats statistiques sont conformes à la relation positive attendue entre W et l'activité des épouses. La variable a un coefficient positif et significatif au niveau de 1 % dans toutes les équations estimées (à l'exception du groupe d'âge 55-64 ans, où la variable n'est significative que dans l'équation logarithmique du tableau B.2). La taille des coefficients de W exhibe une tendance semblable à celle du coefficient de YH. La taille de ces coefficients baisse régulièrement à mesure que l'âge de l'épouse augmente. Là encore, une explication plausible serait que cette tendance rend compte de différences dans le cycle vital de la famille (par exemple, l'effet de salaire devrait être plus fort sur les jeunes épouses à cause de besoins financiers relativement plus importants, du fait de dépenses en biens durables et autres, et parce que l'époux reçoit des gains inférieurs à ceux de ses homologues plus âgés).

---

<sup>12</sup> Bowen et Finegan en sont venus à des conclusions identiques, et ils expliquent l'importance de "l'ensemble des industries" pour les très jeunes épouses par, selon leurs propres termes, "l'absence d'antécédents professionnels rend la disposition rapide d'emplois féminins un facteur crucial", et dans le cas des épouses plus âgées, parce qu'il y a une plus grande volonté de leur part de continuer à travailler (ou de reprendre le travail) si elles ont davantage de possibilités d'emplois dans les industries caractérisées par un travail en général plus facile et plus agréable. Voir Bowen et Finegan, *op. cit.*, pp. 75 et 76.



Un examen des coefficients de la régression logarithmique de W et YH révèle que l'effet de "salaire" (coefficient de W) est plus fort que l'effet de "revenu" (coefficient de YH) pour tous les groupes d'âge, à l'exception du groupe 35-44 ans. Il est à noter que le coefficient de W ne représente pas un effet de substitution "pur". Ce coefficient comprend un effet de revenu négatif, et un effet de substitution positif (voir l'équation III.19 au chapitre III). Un effet de substitution "pur", en termes d'élasticité, peut être obtenu à partir des équations (III.17) et (III.19) du chapitre III<sup>13</sup>. En portant dans l'équation (V.III) les valeurs moyennes observées des variables W et YH ainsi que leurs coefficients estimés à partir de l'équation logarithmique "tous âges", on obtient une estimation de l'effet de substitution "pur" en termes d'élasticité:

$$E\bar{W} = 1.59 - (-1.149) \frac{2510}{4481} = 2.40$$

L'estimation correspondante chez Cain, utilisant des données du recensement de 1960 des États-Unis, était 0.83<sup>14</sup>. Dans cette différence de l'effet de substitution du salaire de l'épouse peut se trouver une partie de l'explication de la croissance plus rapide des taux d'activité des épouses canadiennes au cours des deux dernières décennies. Certes, on n'ignore pas que les taux d'activité des femmes mariées étaient beaucoup plus élevés aux États-Unis qu'au Canada à cette

<sup>13</sup> En multipliant les deux côtés de l'équation (III.19) par  $W_W/(MW)$ , et en divisant le dernier terme par  $OY/OY$ , on obtient:

$$E_W = E\bar{W} + E_{OY} \left[ \frac{(\hat{M}W) W_W}{OY} \right] \quad (V.I)$$

où  $E_W$  est l'élasticité du salaire de l'épouse, W, sur son offre de travail ( $MW$ ),  $E\bar{W}$  est la même élasticité, mais après avoir corrigé le revenu familial afin de compenser les variations de revenu qui proviendraient des variations dans  $W_W$ , et où E est l'élasticité de ( $MW$ ) par rapport à  $OY$ .

Le calcul, à partir de l'équation (III.17), de l'effet d'une variation dans le taux salarial de l'époux,  $W_H$ , sur la quantité de travail offerte par l'épouse (en vertu de l'hypothèse que l'effet de substitution croisé est nul), puis la multiplication des deux côtés des équations ainsi obtenues par  $W_H/(MW)$  et la division du dernier terme par  $OY/OY$  donne:

$$E_{YH} = E_{OY} \left[ \frac{(\hat{M}W) W_H}{OY} \right] \text{ or } E_{OY} = \frac{E_{YH} OY}{(\hat{M}W) W_H} \quad (V.II)$$

En se servant de l'équation (V.II), et en substituant dans V.I, on obtient:

$$E\bar{W} = E_W - E_{YH} \left[ \frac{(\hat{M}W) W_W}{(\hat{M}W)_H W_H} \right] \quad (V.III)$$

Dans la pratique,  $E_W$  et  $E_{YH}$  sont les coefficients des variables correspondantes W et YH, dans l'équation logarithmique,  $(\hat{M}W)_H W_H$  et  $(\hat{M}W) W_W$  sont respectivement les gains de l'époux et de l'épouse.

<sup>14</sup> Cain, *op. cit.*, p. 61.

époque-là, ce qui fait que  $\overline{EW}$  est quelque peu moins élevé dans le premier pays, toutes choses étant égales par ailleurs<sup>15</sup>.

De plus, il est bon de s'arrêter sur le fait que l'effet de "salaire" est plus faible que l'effet de "revenu" dans les équations logarithmiques que pour le groupe d'âge 35-44 ans seulement, qui comprend la plupart des femmes mariées qui "rejoignent" la population active, après que leurs enfants aient grandi et fréquentent l'école. Cette conclusion est conforme aux variations dans le taux d'activité figurant au tableau V.1; le même groupe d'âge se caractérise par la plus petite augmentation dans les taux d'activité entre 1961 et 1968<sup>16</sup>. De plus, dans l'équation estimée pour ce groupe d'âge (35-44 ans), la variable IM n'est pas significative, alors que la variable EDW7 est très significative et a le coefficient le plus élevé, si on le rapproche du coefficient de la même variable dans les équations de régression pour tous les autres groupes d'âge. On peut interpréter ces résultats comme l'indication que les considérations relatives au marché du travail viennent après les caractéristiques personnelles et ménagères dans la détermination du comportement actif des femmes mariées qui envisagent de se joindre de nouveau à la population active.

La variable construite pour représenter les autres adultes dans la famille,  $AD > 15$ , a effectivement le coefficient positif posé par l'hypothèse dans les équations de régression pour les deux plus jeunes groupes d'âge, bien qu'il soit non significatif statistiquement. Dans toutes les autres équations de régression, le coefficient de la variable est en contradiction avec les résultats empiriques de l'analyse utilisant les micro-données: bien que significatif, le coefficient est négatif. Une explication conjecturale serait que la variable sert de variable factice représentant autre chose: il s'agit probablement d'une variable factice tenant lieu de variable d'offre de travail féminin; une autre explication possible serait que cette variable saisit une partie de l'effet des différences socio-culturelles entre différents groupes de la population. La première explication proposée se base sur le coefficient de corrélation simple de la variable avec la variable W, dans l'échantillon "tous âges"<sup>17</sup>, coefficient négatif et égal à - 0.664. On peut présumer que la variable saisit une partie de l'effet des différences socio-culturelles pour les

---

<sup>15</sup> Les taux d'activité aux États-Unis étaient de 22.90, 31.25 et 35.90 (ce dernier chiffre porte sur les femmes mariées de 22 ans ou plus seulement) en 1950, 1960 et 1967 respectivement, ce qui représente une variation de 36.5 % au cours de la période 1950-1960, et de 14.9 % entre 1960 et 1967. Sources: Cain, *op. cit.*, p. 125, et Cohen *et al.*, *op. cit.*, p. 215. Les variations dans les taux d'activité des femmes mariées au Canada ont été de 96 % pour la période 1951-1961, et de 41 % pour la période 1961-1968. Voir les tableaux I.1 et V.1.

<sup>16</sup> On observe la plus importante variation dans les taux d'activité pour le groupe d'âge 55-64 ans. Elle peut s'expliquer par différentes raisons, telles que a) une meilleure santé des personnes âgées au cours des dernières années, b) une réduction de la discrimination en raison de l'âge, et c) un accroissement des possibilités d'emploi pour les femmes plus âgées.

<sup>17</sup> Il est à noter que les coefficients de corrélation simple entre  $AD > 15$  et W dans les échantillons selon l'âge de l'épouse, lorsque l'on passe du plus jeune groupe d'âge au plus âgé, sont - 0.01, - 0.09, - 0.72, - 0.66 et - 0.65.

raisons suivantes: a) le coefficient de corrélation simple entre  $AD > 15$  et RC, soit 0.753 et b) le fait que l'omission de la variable  $AD > 15$  de l'équation "complète" dans le cas de l'échantillon "tous âges", et la réestimation de l'équation (résultats non indiqués) a porté le coefficient de RC de  $-0.06$  (valeur de "t":  $-2.64$ ) à  $-0.09$  (valeur de "t":  $-4.19$ )<sup>18</sup>.

La variable EDW7, qui représente le degré d'instruction de l'épouse, a été introduite dans l'analyse de la régression avec les données agrégées dans l'espoir de saisir l'effet des avantages non monétaires d'un emploi dont le taux de salaire ne rend pas compte (par exemple, les professions de la catégorie des "cols blancs", accessibles aux femmes instruites, associés à un travail plus facile et plus agréable, et s'accompagnant probablement de plus d'avantages sociaux, seraient plus attirants que les emplois des "cols bleus", même lorsque la rémunération est inférieure). Le résultat de la régression confirme l'association positive prévue entre le degré d'instruction et l'appartenance des femmes mariées à la population active. Le coefficient de EDW7 est positif et significatif statistiquement dans les régressions pour toutes les femmes mariées et pour les femmes mariées faisant partie des groupes d'âge 35-44 ans et 45-54 ans (dans le cas du groupe d'âge 55-64 ans, le coefficient n'est significatif que dans l'équation logarithmique). La variable ne passe pas le test de signification statistique dans les régressions pour les deux plus jeunes groupes d'âge (moins de 25 ans, et 25-34 ans), et le coefficient a même un signe négatif pour le premier de ces groupes d'âge. Cependant, une explication possible serait que les femmes qui fréquentent l'école n'ont pas été exclues des données utilisées dans l'analyse de régression.

L'influence négative de la présence de jeunes enfants dans la famille sur l'activité de la mère est confirmée par les conclusions empiriques de cet ensemble de données, ainsi que par celles relatives aux micro-données. La variable CH5 a toujours un signe négatif et un coefficient significatif dans le cas de "tous âges", et dans les équations estimées selon l'âge de l'épouse (à l'exception des équations de régression pour les femmes mariées faisant partie du groupe d'âge 45-54 ans). Cette influence négative de la présence de jeunes enfants est plus forte dans le cas des épouses plus jeunes (de moins de 25 ans, et âgées de 25 à 34 ans) que dans celui des femmes de plus de 35 ans. Ces conclusions sont conformes à l'évidence empirique obtenue par l'analyse des micro-données (voir le chapitre IV, page 69), ainsi qu'à celle d'études empiriques antérieures<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> En plus de ces explications conjecturales, nous devons garder présent à l'esprit le problème de l'agrégation: comme conclut Gupta dans une étude empirique, "l'existence de biais d'agrégation peut quelquefois déformer complètement le signe et la taille des macro-paramètres lorsqu'on les compare aux micro-paramètres correspondants". Voir: K.L. Gupta, "Aggregation Bias in Linear Economic Model", *International Economic Review*, juin 1971, pp. 293-305.

<sup>19</sup> Voir S. Ostry, *La travailleuse au Canada*, op. cit., p. 60.

L'existence de différences socio-culturelles entre les différents groupes de la population, que maintient la nature bilingue et multiculturelle du Canada, devrait influencer sur le comportement actif des femmes mariées, puisque les différences socio-culturelles agissent sur l'attitude générale de la collectivité envers le travail actif des femmes mariées et le rôle d'épouse et de mère. La variable RC a été utilisée afin de saisir l'effet socio-culturel sur l'activité d'un vaste groupe de la population, les épouses catholiques<sup>20</sup>. La relation négative posée par hypothèse entre RC et l'activité est confirmée par les résultats de la régression. Le coefficient de la variable a le signe négatif prévu, et il est hautement significatif dans toutes les équations de régression.

Les variables factices REG, qui représentent la région de la cité, ont été introduites comme variables indépendantes dans l'analyse de régression afin de saisir quelques-uns des effets d'un certain nombre de facteurs non quantifiables ou de facteurs pour lesquels les données n'existaient pas<sup>21</sup>. On s'attendait à ce que l'effet des variables REG sur le taux d'activité soit positif, puisque la variable omise (la catégorie de référence) était la variable factice représentant les secteurs au Québec, région ayant le taux d'activité le plus bas<sup>22</sup>. Les coefficients estimatifs des variables REG ne répondent pas entièrement à cette attente. Les coefficients de REG1 et REG2, qui représentent les secteurs dans les provinces de l'Atlantique et en Colombie-Britannique respectivement, ne sont significatifs dans aucune équation de régression, et dans certains cas, leur coefficient est négatif<sup>23</sup>.

On a estimé séparément trois équations afin d'essayer d'étudier l'existence de différences dans la sensibilité de l'activité des femmes mariées faisant partie de diverses tranches de revenu aux variations dans les variables explicatives. Les gains annuels moyens de l'époux ont constitué la base du partage des observations en

---

<sup>20</sup> On rappelle au lecteur que les autres groupes de la population n'ont pas tous les mêmes caractéristiques socio-culturelles, mais qu'ils diffèrent tous du groupe en question.

<sup>21</sup> Dans un pays aussi vaste que le Canada, il faut s'attendre à trouver des différences interrégionales dans un certain nombre de facteurs. Pour un bref examen de ces facteurs, voir chapitre IV, page 61, et les références qui y sont mentionnées.

<sup>22</sup> Les taux d'activité dans les provinces de l'Atlantique, au Québec, en Ontario, dans les provinces des Prairies et en Colombie-Britannique étaient respectivement de 17.7, 11.3, 26.6, 27.0 et 24.5 lors de la semaine de recensement en 1961.

<sup>23</sup> Afin d'essayer d'éclaircir ce point, nous avons procédé à une régression de REG5 sur toutes les autres variables indépendantes de l'équation "complète" pour "tous âges". On a obtenu un R<sup>2</sup> de 0.72, et les variables UN et RC étaient fortement significatives. Ces deux variables ont été retirées de l'équation "complète" pour "tous âges", et l'on a réestimé l'équation. Toutes les variables factices REG étaient positives et significatives statistiquement. On peut interpréter ces résultats comme une indication que le coefficient de REG1 et de REG5 n'était pas significatif dans les équations estimatives (tableau B.1), parce que d'autres variables explicatives, en particulier UN et RC, saisissent tout l'effet des différences interrégionales entre le Québec et les régions représentées par REG1 et REG5.



trois tranches de revenu<sup>24</sup> (voir la note 2 du présent chapitre), et les équations ainsi estimées, avec et sans variables factices régionales<sup>25</sup>, figurent au tableau B.2.

La moyenne de la variable dépendante montre que l'activité la plus élevée des femmes mariées se rencontre dans la tranche de revenu M: 21.7 %. La tranche de revenu L a le plus faible taux d'activité des femmes mariées<sup>26</sup>, soit 16.3 %, tandis que la tranche U a un taux d'activité compris entre ces deux valeurs: 19.0 %<sup>27</sup>.

La puissance totale explicative de chaque équation de régression pour les trois tranches de revenu est assez élevée, ainsi que l'indiquent  $R^2$  et  $\bar{R}^2$ ; elle est la plus basse pour la tranche de revenu M. L'introduction de variables factices régionales dans le modèle a augmenté la puissance explicative des équations pour les tranches M et U de 6 % et de 4 % respectivement, mais la puissance explicative de l'équation de régression pour la tranche L est restée inchangée. Cependant, l'introduction des variables régionales a affecté le comportement et la signification statistique de quelques-unes des variables dans les trois équations<sup>28</sup>.

Un examen des résultats de la régression fait ressortir quelques points intéressants. Il existe une relation non significative mais positive entre l'activité et le chômage (variable UN) dans les équations de régression pour les trois tranches de revenu<sup>29</sup>. Les estimations des équations logarithmiques correspondantes (les résultats n'en sont pas indiqués) montrent que la relation reste positive dans les trois équations, mais qu'elle devient significative dans l'équation de régression pour la tranche de revenu M. On peut interpréter cette conclusion comme une indication que l'effet du travailleur d'appoint domine uniquement dans la tranche de revenu.

---

<sup>24</sup> Il est entendu que la séparation des observations représentant les moyennes des secteurs, sur la base des gains annuels moyens de l'époux, ne constitue pas un moyen "idéal" pour étudier les différences dans le comportement actif des femmes mariées faisant partie de tranches de revenu différentes, mais nous ne pouvions faire mieux avec les données existantes.

<sup>25</sup> Il est à remarquer que la tranche L ne contient aucune observation pour la Colombie-Britannique, et que la tranche U ne comprend aucune observation des provinces de l'Atlantique. C'est pourquoi on s'est servi de trois variables factices seulement pour les tranches de revenu L et U.

<sup>26</sup> Quelques-unes des raisons qui peuvent expliquer en partie le faible taux d'activité des femmes mariées dans la tranche de revenu L ont été examinées au chapitre IV, page 70.

<sup>27</sup> Les données provenant de l'E.F.C. de 1968 exhibent la même tendance. Les taux d'activité au moment de l'enquête (avril 1968) étaient respectivement de 22.9 %, de 31.9 % et de 24.3 % respectivement pour les tranches de revenu L, M et U.

<sup>28</sup> Il est à noter que la multicollinéarité existe à différents degrés dans les équations des trois tranches de revenu. C'est pourquoi les résultats de la régression devraient être affectés à des degrés différents également. Ainsi, les coefficients de corrélation simple entre YH et EDW7 dans les tranches de revenu L, M et U sont 0.27, 0.28 et 0.91 respectivement.

<sup>29</sup> Les explications se rapportent aux équations de régression avec des variables factices régionales.



À partir de données transversales sur les secteurs de recensement, Kunin<sup>30</sup> au Canada et Parker et Shaw<sup>31</sup> aux États-Unis, ont étudié les hypothèses du retrait cyclique et du travailleur d'appoint. Leurs conclusions confirment en général l'hypothèse du retrait cyclique. Mais les deux études ont trouvé une certaine présence de l'effet du travailleur d'appoint. Cet effet existait pour les tranches de revenu supérieures, chez toutes les femmes dans l'étude canadienne, et chez les femmes mariées dans l'étude américaine.

L'effet de la "structure industrielle" du secteur varie selon le niveau du revenu. Le coefficient de IM est toujours positif, et il est significatif statistiquement sauf dans l'équation de régression de la tranche de revenu U; en outre, sa taille baisse à mesure que l'on passe de la tranche de revenu L à la tranche U. Ce résultat est peut-être l'indication que le taux d'activité est davantage une fonction des possibilités d'emploi que du niveau des gains dans les tranches de revenu inférieures.

Les résultats de la régression montrent que les variables YH et W ont les signes appropriés et qu'elles sont significatives statistiquement, à l'exception de YH, dans l'équation de régression de la tranche de revenu M, où le coefficient de YH n'est significatif qu'au niveau de 10 %. La taille des coefficients fait ressortir une diminution de la sensibilité de l'activité des femmes mariées à l'égard des gains de l'époux et du taux de salaire actif que reçoit l'épouse à mesure que l'on passe aux tranches de revenu supérieures.

Une relation négative existe entre le taux d'activité et la variable  $AD > 15$ . Le coefficient de la variable est significatif au niveau de 10 % dans les équations de régression pour les tranches L et M, et sa taille diminue à mesure que l'on passe aux tranches de revenu supérieures.

Les résultats pour les trois autres variables EDW7, CH5 et RC, montrent que leurs coefficients ont le signe prévu (à l'exception de CH5 dans l'équation de la tranche L), et que EDW7 n'est significatif<sup>32</sup> que pour la tranche de revenu L et que CH n'est significatif que dans le cas de la tranche M<sup>33</sup>.

En guise de récapitulation, on a examiné dans le présent chapitre les résultats de la régression présentés dans l'annexe B obtenus par l'emploi du modèle élaboré au chapitre III à partir des macro-données du recensement de

---

<sup>30</sup> Kunin, *op. cit.*

<sup>31</sup> J.E. Parker et L.B. Shaw, "Labour Force Participation Within Metropolitan Areas", *Southern Economic Journal*, avril 1968.

<sup>32</sup> On rappelle au lecteur que la multicollinéarité existe à différents degrés dans les équations pour les trois tranches de revenu (voir la note 21 de ce chapitre).

<sup>33</sup> L'impact négatif du facteur représentant la maternité, soit CH, sur le taux d'activité était aussi plus prononcé dans l'équation de régression de la tranche de revenu moyenne dans l'analyse utilisant des micro-données (voir chapitre IV, page 71).

1961. L'évidence empirique confirme l'hypothèse posée au départ quant aux relations entre l'appartenance de l'épouse à la population active et les variables du marché du travail, ainsi que les facteurs socio-culturels. Par ailleurs, les conclusions ont confirmé la plupart des relations posées par hypothèse entre les caractéristiques individuelles et ménagères et la situation des femmes mariées canadiennes vis-à-vis de la population active. Les résultats obtenus grâce aux équations contrôlées selon l'âge de l'épouse et le niveau du revenu ont dégagé des taux d'activité qui différaient de façon appréciable, ainsi que l'impact différentiel et la signification des variables explicatives sur la situation des femmes mariées vis-à-vis de la population active pour différents groupes d'âge et différentes tranches de revenu.

Le chapitre suivant contient un bref résumé de l'étude, ainsi que les conclusions relatives aux facteurs agissant sur la décision des femmes mariées canadiennes de chercher un travail actif, et certaines conséquences de la présente étude à des fins de politiques.

## CHAPITRE VI

### RÉSUMÉ, CONCLUSIONS ET IMPLICATIONS

Cette étude a été consacrée à un examen et à une évaluation de l'ampleur et de la direction de plusieurs facteurs pouvant influencer sur la décision des femmes mariées canadiennes de partager leur travail entre le travail actif et l'inactivité. Les références bibliographiques sur l'offre de travail ont fait l'objet d'un examen et d'un bref résumé au chapitre II. Les suggestions théoriques et les résultats empiriques de nombreuses études antérieures ont servi de base à la présente étude.

Pour examiner l'influence de certains facteurs sur la quantité de travail offerte sur le marché par les femmes mariées dans un contexte familial, on a utilisé un modèle basé sur le cadre théorique des décisions de consommation. On a énoncé des hypothèses sur les relations de ces facteurs et le comportement actif des femmes mariées, et ces hypothèses ont été ensuite testées en appliquant des méthodes de régression à deux ensembles de données transversales: les données désagrégées provenant de l'enquête de 1968 sur les finances des consommateurs (E.F.C. de 1968), et les données agrégées provenant du recensement de 1961 du Canada. Une seule dimension de l'offre multidimensionnelle de travail a été analysée: l'activité.

Les conclusions empiriques ont confirmé la plupart des hypothèses posées, et de nombreuses conclusions de la présente étude sont conformes aux résultats d'études faites antérieurement au Canada et aux États-Unis. Il y a néanmoins quelques différences notables entre cette étude et les études antérieures identiques quant à la forme du modèle et au comportement et à l'interprétation des variables explicatives.

Les conclusions de cette analyse montrent que le fait de posséder une maison a un effet négatif sur la propension de l'épouse de faire partie de la population active, et que la présence d'adultes autres que l'époux et l'épouse dans la famille affecte positivement la probabilité que l'épouse se joigne à la population active. Mais cette dernière affirmation n'est pas confirmée par l'analyse des macro-données. Par ailleurs, l'évidence dégagée de la présente étude semble indiquer que la situation de l'époux vis-à-vis de la population active affecte le comportement actif de l'épouse. Cette dernière a plus de chances de faire partie de la population active si son mari est chômeur que s'il ne l'est pas. La force de cet effet dépend de la durée du chômage de l'époux, de ses gains hebdomadaires et du niveau "normal" du revenu familial, gains de l'épouse exceptés. Lorsque l'époux est "inactif", ce fait agit négativement sur l'activité de l'épouse.

Les résultats confirment la conclusion selon laquelle, pour toute tranche de revenu, il existe une relation négative entre l'activité de l'épouse et les mesures du revenu familial sans les gains de l'épouse. Cependant, l'ampleur de l'effet d'une variation du revenu sur l'activité de l'épouse est petit pour les tranches de revenu basses (en dessous de \$6,000), et il est beaucoup plus fort au sommet de l'échelle des revenus. Par ailleurs, il apparaît clairement, ce qui est conforme aux études

antérieures, que la présence de jeunes enfants, en particulier ceux d'âge préscolaire, dans la famille joue fortement en défaveur d'une appartenance de l'épouse à la population active.

La région et la catégorie d'habitat (urbain-rural) d'une famille sont des facteurs qui affectent la décision de l'épouse relativement à sa situation vis-à-vis de la population active. Les résultats indiquent que les femmes mariées de l'Est du Canada, en particulier au Québec, ont la plus faible propension à se joindre à la population active, et que les femmes mariées des provinces des Prairies ont la tendance la plus forte au travail actif. De plus, les femmes vivant dans les centres urbains font preuve d'une propension plus élevée à se joindre à la population active que celles vivant à la campagne. Dans le premier cas, la taille du centre de résidence ne semble pas devoir exercer une influence sensible sur leur décision de se joindre à la population active.

L'appartenance à la population active des femmes mariées varie en fonction directe de leur degré d'instruction. L'analyse faisant appel à des micro-données, pour lesquelles le degré d'instruction de l'épouse sert de variable factice pour des gains actifs possibles, fait ressortir une remarquable tendance à l'accroissement de l'activité à mesure que le degré d'instruction augmente. Par ailleurs, même lorsqu'on a utilisé le degré d'instruction comme variable factice pour représenter les caractéristiques non monétaires d'un emploi, pour compléter la variable salaire actif de l'épouse, les conclusions indiquent l'existence d'une relation positive entre le degré d'instruction de l'épouse et sa propension à faire partie de la population active.

Il semble que l'âge de l'épouse ait un impact important sur son comportement actif. L'évidence empirique montre, sous la forme d'une tendance très régulière, que le vieillissement réduit la probabilité que l'épouse fasse partie de la population active. De plus, les résultats indiquent que le statut d'immigration de l'épouse (immigrante ou née au Canada) influe sur sa décision quant à sa situation vis-à-vis de la population active. L'épouse immigrante fait preuve d'un comportement différent pour ce qui est du travail actif, caractérisé par une appartenance plus élevée à la population active que l'épouse née au Canada, jusqu'à ce qu'elle soit intégrée à la vie sociale et culturelle canadienne. Cette différence dans le comportement à l'égard du travail actif des épouses immigrantes est fonction de la durée de leur séjour au Canada, ainsi que de leur âge à leur arrivée au Canada. De plus, il ressort que les valeurs sociales et l'attitude de la famille à l'égard du travail actif de l'épouse que représente la profession de l'époux agissent sur la situation de l'épouse vis-à-vis de la population active.

Lorsqu'on désagrége l'échantillon général selon l'âge de l'épouse, le revenu familial et la catégorie d'habitat de la famille (région métropolitaine, non métropolitaine et région), les résultats montrent que ces facteurs ont une influence appréciable sur les relations entre l'activité et les variables indépendantes. L'activité varie et fait preuve d'une sensibilité différente aux variables explicatives parmi différents groupes.



De plus, les résultats de l'analyse faisant appel à des données agrégées révèlent que les femmes mariées tendent à participer davantage à la population active dans les secteurs dont la "structure industrielle" nécessite davantage de main-d'oeuvre féminine. Le taux de salaire sur le marché que reçoit l'épouse exerce un effet positif sur la propension de l'épouse à prendre un travail actif, et la taille de cet effet de "salaire" positif est supérieure à la taille de l'effet de "revenu" négatif que représente le coefficient de la variable revenu de la famille. Par ailleurs, les résultats confirment la conclusion que l'existence de différences dans l'environnement socio-culturel entre divers groupes de la population exerce une forte influence sur la décision des femmes mariées de chercher un travail actif.

Un dernier résultat intéressant de l'analyse utilisant les données agrégées du recensement de 1961 est que les résultats confirment l'existence d'une association positive entre l'activité des femmes mariées et les variations dans les conditions économiques générales que représente le taux de chômage masculin dans les villes. Cette association positive est significative statistiquement, comme l'indiquent les équations logarithmiques estimées, pour les femmes mariées de "tous âges" et certains groupes d'âge (35-44 ans, 55-64 ans). Ces résultats confirment la dominance générale de l'effet du "travailleur d'appoint" pour ce groupe de la population, ce qui correspond aux conclusions des études de séries chronologiques canadiennes, mais ce qui infirme les résultats d'études correspondantes faites aux États-Unis et d'études transversales canadiennes antérieures.

La présente étude a permis une meilleure compréhension de la façon dont certains facteurs influent sur la décision de l'épouse de se joindre ou non à la population active et la motivent. Par ailleurs, la partie empirique de la présente étude a quantifié l'effet de ces facteurs sur l'activité de l'épouse. Cette qualification et cette quantification des relations entre l'activité et les facteurs influant sur le taux d'activité étaient le principal objet de cette étude.

Les études de l'offre de travail qui sont consacrées à la fois à la qualification et à la quantification de ces relations pourraient se révéler très utiles dans la formulation de politiques économiques car, en plus d'un intérêt purement didactique, ces études ont d'importantes implications de politique, dont quelques-unes sont examinées dans les paragraphes suivants, en guise de conclusion à la présente étude.

La direction et l'ampleur de la réaction nette de la population active globale et de ses sous-groupes aux changements dans les conditions économiques sont d'une importance primordiale pour les personnes chargées de définir des politiques. Ainsi, une relation fortement positive entre le taux d'activité global et le taux de chômage mènerait à des pénuries rapides de main-d'oeuvre dans le cas d'expansions économiques rapides et à des taux de chômage élevés lors des récessions.



La connaissance de la sensibilité de l'activité des femmes mariées aux variations dans un certain nombre de variables pourrait également aider les personnes définissant des politiques à formuler des politiques économiques sensées qui auraient pour effet d'attirer les travailleurs secondaires, en particulier les femmes mariées des familles à bas revenu, vers la population active dans le but de combattre la pauvreté.

De plus, la prédiction et le contrôle des taux d'activité, nécessaires à une bonne planification économique, exigent la connaissance des aspects qualitatifs et quantitatifs des relations entre l'activité et les facteurs agissant sur les taux d'activité.

## BIBLIOGRAPHIE

- Allen, R.G.D., *Mathematical Economics*, MacMillan Co., Ltd. (2e éd.), London, 1963.
- Allingham, J.D. and Spencer, D.G., *Special Labour Force Studies, Series B, No. 2, Women Who Work: Part 2, Married Women in the Labour Force: The Influence of Age, Education, Child-Bearing Status, and Residence*, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1968.
- Allingham, J.D., Dominion Bureau of Statistics, *Special Labour Force Studies, No. 5, Women Who Work: Part 1, The Relative Importance of Age, Education and Marital Status for Participation in the Labour Force*, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1967.
- Bartemeir, M.D., L., "The Children of Working Mothers: A Psychiatrist's View" in *National Manpower Council, Work in the Lives of Married Women*, Columbia University Press, New York, 1958.
- Barth, P.S., "A Cross-Sectional Analysis of the Labor Force Participation Rates in Michigan", *Industrial and Labor Relations Review*, janvier 1967.
- Becker, G.S., "A Theory of the Allocation of Time", *The Economic Journal*, septembre 1965.
- Belloc, N.B., "Labour Force Participation and Employment Opportunities for Women", *Journal of the American Statistical Association*, septembre 1950.
- Boulding, K.E., *Economic Analysis*, (3e éd.), Harper and Row Publishers, New York, 1955.
- Bowen, W.G. and Finegan, T.A., "Educational Attainment and Labour Force Participation", *American Economic Review, Papers and Proceedings of the American Economic Assoc.*, mai 1966.
- Bowen, W.G. and Finegan, T.A., "Labour Force Participation and Unemployment", in A.M. Ross (éd.), *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley, 1965.
- Bowen, W.G. and Finegan, T.A., *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press, Princeton, 1969.
- Break, G.F., "Income Taxes, Wage Rates, and the Incentive to Supply Services", *National Tax Journal*, décembre 1953.
- Cain, G.G., *Married Women in the Labor Force*, University of Chicago Press, Chicago, 1966.
- Cohen, M.S., Rea, S.A., and Lerman, R.I., *A Micro-Model of Labor Supply, B.L.S. Staff Paper 4*, U.S. Department of Labor, 1970.
- Davis, N.H.W. and Guptas, M.L., Dominion Bureau of Statistics, *Special Labour Force Studies, No. 6, Labour Force Characteristics of Post-War Immigrants, 1956-67*, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1968.
- Dernburg, T. and Strand, K., "Hidden Unemployment 1953-62: A Quantitative Analysis by Age and Sex", *American Economic Review*, mars 1966.

- Denton, F.T., *Analyse des différences interrégionales dans l'utilisation de la main-d'oeuvre et le revenu gagné*, Conseil économique du Canada, étude n<sup>o</sup> 15, *Economic Council of Canada, Staff Study No. 15*, Imprimeur de la Reine, Ottawa, avril 1966.
- Douglas, P.H., *The Theory of Wages*, Kelley and Millman, Inc., New York, 1957, (1re éd. 1934).
- Elkin, F., *The Family in Canada*, conférence canadienne sur la famille, 55 Avenue Parkdale, Ottawa, avril 1964.
- Finegan, T.A., "Communication: The Backward-Sloping Supply-Curve", *Industrial and Labor Relations Review*, 1962.
- Finegan, T.A., "Hours of Work in the United States: A Cross-Sectional Analysis", *Journal of Political Economy*, octobre 1962.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton for NBER, 1957.
- Friedman, M., *Price Theory*, Aldine, Chicago, 1962.
- Goldberger, A.G., "Econometric Theory", John Wiley and Sons Inc., New York, 1964.
- Goldberger, A.G., *Topics in Regression Analysis*, The MacMillan Company, New York, 1968.
- Green, H.A.J., *Aggregation in Economic Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1964.
- Gupta, K.L., "Aggregation Bias in Linear Economic Models", *International Economic Review*, juin 1971.
- Henderson, J.M. and Quandt, R.T., *Microeconomic Theory*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1958.
- Hicks, J.R., *Value and Capital*, Oxford, at the Clarendon Press, (2e éd.), 1962.
- Humphrey, D.D., "Alleged 'Additional Workers' in the Measurement of Unemployment", *Journal of Political Economy*, octobre 1940.
- Hunter, L.C., "Cyclical Variation in the Labour Supply: British Experience 1951-60", *Oxford Economic Papers (New Series)*, juillet 1963.
- Knight, F.H., *Risk Uncertainty and Profit*, Houghton Millfin Co., New York, 1921.
- Kosters, M., "Income and Substitution Parameters in a Family Labour Supply Model", thèse de doctorat non publiée, département d'économie, Chicago University, 1966.
- Kunin, R., "Labour Force Participation Rates and Poverty in Canadian Metropolitan Areas", thèse de doctorat non publiée, département d'économie, University of British Columbia, avril 1970.

- Lewis, H.G., "*Hours of Work and Hours of Leisure*", *Proceedings of the Industrial Relations Research Association*, 1957.
- Long, C.D., "*The Labour Force and Economic Changes*", in *Insights Into Labor Issues*, R.A. Lester and J. Shisters, éd., MacMillan Co., New York, 1948.
- Long, C.D., *The Labour Force Under Changing Income and Employment*, Princeton University Press for National Bureau of Economic Research, New York, 1958.
- Long, C.D., "*Comment*", in *Aspects of Labour Economics, A Conference of the Universities – National Bureau Committee for Economic Research*, Princeton University Press, Princeton, 1962.
- Maecoby, E.E., "*Effects Upon Children of their Mother's Outside Employment*", in *National Manpower Council, Work in the Lives of Married Women*, Columbia University Press, New York, 1958.
- Marshall, A., *Principles of Economics*, 8e éd., MacMillan and Co., London, 1964, (1re éd. 1890).
- Melichar, E., "*Least Squares Analysis of Economic Survey Data*", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1965.
- Mincer, J., "*Labor Force Participation of Married Women*", in *Aspects of Labour Economics, A Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research*, Princeton University Press, 1962.
- Mincer, J., "*Labor Force Participation and Unemployment : A Review of Recent Evidence*", in *Prosperity and Unemployment*, R.A. Gordon and M.S. Gordon éd., John Wiley and Sons Inc., New York, 1966.
- Morgan, J.N. and Sonquist, J.A., "*Problems in the Analysis of Survey Data and a Proposal*", *Journal of the American Statistical Association*, juin 1963.
- Officer, L.H. and Andersen, P.R., "*Labour Force Participation in Canada*", *Canadian Journal of Economics*, février 1970.
- Ostry, S., *La travailleuse au Canada*, monographie du recensement de 1961, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1968.
- Ostry, S., *Différences provinciales du taux d'activité*, Bureau fédéral de la statistique, monographie du recensement de 1961, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1968.
- Parker, J.E. and Shaw, L.B., "*Labour Force Participation Within Metropolitan Areas*", *Southern Economic Journal*, avril 1968.
- Perlman, R., *Labor Theory*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1969.
- Proulx, Pierre-Paul, "*La variabilité cyclique des taux de participation à la main-d'oeuvre au Canada*", *Canadian Journal of Economics*, mai 1969.
- Robbins, L., "*On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort*", *Economica*, 1930.

- Robinson, W.S., "*Ecological Correlation and the Behaviour of Individuals*", *American Sociological Review*, 1950.
- Rocher, G., "*Pattern and Status of French Canadian Women*", *International Social Science*, Vol. XIV, No. 1, 1962.
- Rosett, R.N., "*Working Wives: An Econometric Study*", in *Studies in Household Economic Behaviour*, éd. T.F. Dernburg *et al.*, Yale University Press, New Haven, 1958.
- Rothschild, K.W., *The Theory of Wages*, Oxford, Basil Blackwall, 1965.
- Samuelson, P.A., "*Social Indifference Curves*", *Quarterly Journal of Economics*, février 1956.
- Schoenbury, E.H. and Douglas, P.H., "*Studies in the Supply Curve of Labor: The Relation in 1929 Between Average Earnings in American Cities and the Proportions Seeking Employment*", *Journal of Political Economy*, février 1937.
- Scitovsky, T., *Welfare and Competition*, Richard D. Irwin, Inc., Chicago, 1951.
- Smuts, R., "*The Meaning of Historical Statistics of the Female Labour Force*", *Journal of the American Statistical Association*, mars 1960.
- Spencer, B.G. and Featherstone, D.C., *Special Labour Force Studies, Series B. No. 4, Married Female Labour Force Participation: A Micro Study*, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1970.
- Spencer, B.G., *Determinants of the Labour Force Participation of Married Women: A Micro-Study of Toronto Households*, Working Paper No. 72-08, département d'économie, McMaster University, Hamilton, Ontario, mars 1972.
- Strand, K. and Dernburg, T., "*Cyclical Variations in Civilian Labor Force Participation*", *Review of Economics and Statistics*, novembre 1964.
- Swidinsky, R., "*A Note on Labour Force Participation and Unemployment*", *Revue canadienne d'économie*, février 1970.
- Taylor, N.W., "*French Canadians as Industrial Entrepreneurs*", *Journal of Political Economy*, février 1960.
- Tella, A., "*Labor Force Sensitivity to Employment by Age, Sex*", *Industrial Relations*, février 1965.
- Theil, H., *Linear Aggregation of Economic Relations*, North Holland Publishing Co., Amsterdam, 1954.
- Theil, H., *Principles of Econometrics*, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1971.
- Vatter, H.G., "*On the Folklore of the Backward-Sloping Supply Curve*", *Industrial and Labor Relations Review*, 1961.
- Whittingham, F.J., "*Additional and Discouraged Workers Among Married Women in Canada*", thèse de doctorat non publiée, Queen's University, septembre 1971.



Woytinsky, W.S., "*Additional Workers and the Volume of Unemployment in the Depression*", *Social Science Research Council, Pamphlet Series 1*, Washington, 1940.

Woytinsky, W.S., *Three Aspects of Labour Dynamics*, *Social Science Research Council*, Washington, 1942.



## ANNEXE A

### DÉSIGNATION ET DÉFINITION DES VARIABLES, ET ÉQUATIONS DE RÉGRESSION BASÉES SUR LES DONNÉES PROVENANT DE L'E.F.C. DE 1968

Variables utilisées dans l'analyse de l'activité des femmes mariées à partir des micro-données provenant de l'enquête de 1968 sur les finances des consommateurs.

Désignation de la variable	Définition
----------------------------	------------

MW — (variable dépendante) variable factice de la population active = 1 si l'épouse a fait partie de la population active à un moment donné en 1967, 0 dans les autres cas.	
---	--

I-W — revenu total familial (avant impôt), à l'exception des gains de l'épouse: variables factices	
--	--

I-W 1 = 1 si	I-W $\leq$ 1,999; 0 dans les autres cas
I-W 2 = 1 si	$2,000 \leq I-W \leq 2,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W 3 = 1 si	$3,000 \leq I-W \leq 3,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W 4 = 1 si	$4,000 \leq I-W \leq 4,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W 5 = 1 si	$5,000 \leq I-W \leq 5,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W 6 = 1 si	$6,000 \leq I-W \leq 6,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W 7 = 1 si	$7,000 \leq I-W \leq 7,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W 8 = 1 si	$8,000 \leq I-W \leq 8,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W 9 = 1 si	$9,000 \leq I-W \leq 9,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W10 = 1 si	$10,000 \leq I-W \leq 10,999$ ; 0 dans les autres cas
I-W11 = 1 si	$I-W \geq 11,000$ ; 0 dans les autres cas

RES — catégorie d'habitat de la famille: variables factices

RES1 = 1 si dans un centre métropolitain (centres dont la population dépasse 30,000 habitants); 0 dans les autres cas

RES2 = 1 si dans une ville entre 15,000 et 19,999 habitants; 0 dans les autres cas

RES3 = 1 si dans un secteur urbain (centres dont la population est inférieure à 15,000 habitants); 0 dans les autres cas

RES4 = 1 si dans une région rurale; 0 dans les autres cas

REG — catégorie d'habitat de la famille: variables factices

REG1 = 1 si provinces de l'Atlantique; 0 dans les autres cas

REG2 = 1 si Québec; 0 dans les autres cas

REG3 = 1 si Ontario; 0 dans les autres cas

REG4 = 1 si provinces des Prairies; 0 dans les autres cas  
REG5 = 1 si Colombie-Britannique; 0 dans les autres cas

OCCH – profession de l'époux en 1967: variables factices

OCCH1 = 1 si administration; 0 dans les autres cas  
OCCH2 = 1 si professions libérales et techniques; 0 dans les autres cas  
OCCH3 = 1 si personnel de bureau; 0 dans les autres cas  
OCCH4 = 1 si personnel des ventes; 0 dans les autres cas  
OCCH5 = 1 si services, loisirs; 0 dans les autres cas  
OCCH6 = 1 si transports et télécommunications; 0 dans les autres cas  
OCCH7 = 1 si artisans, travailleurs de la production et assimilés; 0 dans les autres cas  
OCCH8 = 1 si "cols bleus" (toutes les professions de cette catégorie, à l'exception de celles faisant partie de OCCH5 à OCCH7); 0 dans les autres cas

EDW – degré d'instruction de l'épouse: variables factices

EDW1 = 1 si aucune étude, études primaires partielles; 0 dans les autres cas  
EDW2 = 1 si études primaires terminées; 0 dans les autres cas  
EDW3 = 1 si études secondaires partielles; 0 dans les autres cas  
EDW4 = 1 si études secondaires terminées; 0 dans les autres cas  
EDW5 = 1 si études collégiales ou universitaires partielles; 0 dans les autres cas  
EDW6 = 1 si diplôme universitaire; 0 dans les autres cas

ÂGE – âge de l'épouse; variables factices

ÂGE1 = 1 si moins de 25 ans; 0 dans les autres cas  
ÂGE2 = 1 si entre 25 et 34 ans; 0 dans les autres cas  
ÂGE3 = 1 si entre 35 et 44 ans; 0 dans les autres cas  
ÂGE4 = 1 si entre 45 et 54 ans; 0 dans les autres cas  
ÂGE5 = 1 si entre 55 et 64 ans; 0 dans les autres cas  
ÂGE6 = 1 si 65 ans ou plus; 0 dans les autres cas

IMS – statut d'immigration de l'épouse: variables factices

IMS1 = 1 si née au Canada; 0 dans les autres cas  
IMS2 = 1 si immigrante, arrivée avant 1946; 0 dans les autres cas  
IMS3 = 1 si immigrante, arrivée entre 1946 et 1964; 0 dans les autres cas  
IMS4 = 1 si immigrante, arrivée après 1964; 0 dans les autres cas  
IMS5 = 1 si incertain; 0 dans les autres cas

CH — maternité: variables factices

CH1 = 1 si enfants de moins de 6 ans seulement; 0 dans les autres cas

CH2 = 1 si enfants de 6 à 15 ans seulement; 0 dans les autres cas

CH3 = 1 si enfants des catégories CH1 et CH2; 0 dans les autres cas

CH4 = 1 si pas d'enfants de moins de 16 ans; 0 dans les autres cas

OWH — variable factice = 1 si la famille est propriétaire; 0 dans les autres cas

AD — nombre d'adultes dans la famille, en plus de l'époux et de l'épouse

HWU — nombre de semaines de chômage de l'époux en 1967

HDNW — variable factice = si l'époux n'a pas travaillé en 1967; 0 dans les autres cas



**TABEAU A. 1. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

Termes constants	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.670 (25.35)	- 0.035 (- 4.09)	0.055 (11.27)	- 0.0003 (- 0.60)	- 0.164 (- 8.63)	0.023 REG1 (2.02)	0.056 RES1 (5.45)
					0.114 REG3 (10.89)	0.062 RES2 (4.27)
					0.134 REG4 (11.62)	0.054 RES3 (4.22)
Groupe d'âge: Tous âges  Moyenne de la var. dép. = 0.365  N = 15,557 F = 86.41 R <sup>2</sup> = 0.2004 R̄ <sup>2</sup> = 0.1981 SEE = 0.4310					0.088 REG5 (6.45)	F = 11.52
					F = 50.67	
0.735 (9.66)	- 0.042 (- 1.78)	0.083 (2.20)	- 0.0026 (- 1.59)	- 0.268 (- 2.26)	0.021 REG1 (0.63)	0.126 RES1 (4.08)
					0.037 REG3 (1.25)	0.064 RES2 (1.52)
					0.035 REG4 (1.12)	0.081 RES3 (2.09)
Groupe d'âge: Moins de 25 ans  Moyenne de la var. dép. = 0.599  N = 1784 F = 21.17 R <sup>2</sup> = 0.3269 R̄ <sup>2</sup> = 0.3115 SEE = 0.4067					- 0.027 REG5 (- 0.72)	F = 5.78
					F = 1.15	

TABLEAU A. 1. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968

I - W	OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.047 I-W2 (- 2.48)	- 0.038 OCCH2 (- 2.47)	0.033 EDW2 (2.78)	- 0.023 IMS2 (- 1.38)	- 0.341 CH1 (- 26.52)	- 0.098 AGE2 (- 7.21)
- 0.064 I-W3 (- 3.40)	0.040 OCCH3 (2.18)	0.106 EDW3 (9.70)	0.047 IMS3 (3.35)	- 0.123 CH2 (- 11.31)	- 0.173 AGE3 (- 11.40)
- 0.078 I-W4 (- 4.20)	0.026 OCCH4 (1.38)	0.182 EDW4 (15.00)	0.013 IMS4 (0.45)	- 0.337 CH3 (- 27.34)	- 0.278 AGE4 (- 17.49)
- 0.082 I-W5 (- 4.45)	0.015 OCCH5 (0.86)	0.287 EDW5 (15.13)	0.027 IMS5 (3.37)	F = 336.92	- 0.422 AGE5 (- 23.97)
- 0.127 I-W6 (- 6.68)	- 0.017 OCCH6 (- 1.04)	0.300 EDW6 (12.21)	F = 5.88		- 0.579 AGE6 (- 26.07)
- 0.173 I-W7 (- 8.77)	- 0.008 OCCH7 (- 0.65)	F = 84.13		F = 171.96	
- 0.180 I-W8 (- 8.56)	- 0.068 OCCH8 (- 4.20)				
- 0.213 I-W9 (- 9.35)	F = 7.28				
- 0.242 I-W10 (- 9.80)					
- 0.336 I-W11 (- 16.09)					
F = 41.15					
- 0.050 I-W2 (- 0.94)	- 0.002 OCCH2 (- 0.03)	0.033 EDW2 (0.72)	0.106 IMS2 (0.57)	- 0.429 CH1 (- 19.46)	
- 0.047 I-W3 (- 0.97)	0.014 OCCH3 (0.28)	0.131 EDW3 (3.42)	- 0.001 IMS3 (- 0.01)	0.134 CH2 (0.97)	
- 0.088 I-W4 (- 1.86)	0.000 OCCH4 (0.00)	0.229 EDW4 (5.65)	- 0.104 IMS4 (- 1.79)	- 0.417 CH3 (- 8.40)	
- 0.052 I-W5 (- 1.08)	0.020 OCCH5 (0.34)	0.225 EDW5 (4.04)	0.014 IMS5 (0.66)	F = 130.99	
- 0.120 I-W6 (- 2.40)	- 0.061 OCCH6 (- 1.24)	0.276 EDW6 (3.95)	F = 1.09		
- 0.130 I-W7 (- 2.33)	- 0.027 OCCH7 (- 0.65)	F = 10.41			
- 0.118 I-W8 (- 1.80)	- 0.127 OCCH8 (- 2.59)				
- 0.260 I-W9 (- 3.27)	F = 2.29				
- 0.210 I-W10 (- 1.92)					
- 0.429 I-W11 (- 4.52)					
F = 3.39					



**TABLEAU A. 2. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

I-W	OCCH	EDW	IMS	CH
0.053 I-W2 (1.06)	- 0.015 OCCH2 (- 0.52)	0.040 EDW2 (1.44)	- 0.081 IMS2 (- 0.66)	- 0.450 CH1 (- 16.98)
0.039 I-W3 (0.86)	0.043 OCCH3 (1.16)	0.156 EDW3 (6.24)	0.001 IMS3 (0.03)	- 0.239 CH2 (- 7.81)
0.026 I-W4 (0.60)	0.055 OCCH4 (1.47)	0.220 EDW4 (8.17)	0.050 IMS4 (1.10)	- 0.474 CH3 (- 17.90)
0.011 I-W5 (0.26)	0.070 OCCH5 (1.97)	0.335 EDW5 (8.49)	0.055 IMS5 (3.48)	F = 140.89
- 0.016 I-W6 (- 0.37)	0.011 OCCH6 (0.33)	0.335 EDW6 (7.28)	F = 3.43	
- 0.100 I-W7 (- 2.26)	0.017 OCCH7 (0.69)	F = 25.58		
- 0.120 I-W8 (- 2.57)	0.015 OCCH8 (0.46)			
- 0.139 I-W9 (- 2.78)	F = 1.27			
- 0.177 I-W10 (- 3.14)				
- 0.229 I-W11 (- 4.63)				
F = 9.60				
- 0.079 I-W2 (- 1.37)	- 0.112 OCCH2 (- 3.71)	0.049 EDW2 (1.97)	- 0.018 IMS2 (- 0.38)	- 0.279 CH1 (- 7.35)
- 0.015 I-W3 (- 0.28)	0.061 OCCH3 (1.62)	0.130 EDW3 (5.75)	0.073 IMS3 (2.89)	- 0.129 CH2 (- 5.52)
- 0.072 I-W4 (- 1.40)	- 0.057 OCCH4 (- 1.53)	0.190 EDW4 (7.35)	0.049 IMS4 (0.70)	- 0.304 CH3 (- 12.46)
- 0.115 I-W5 (- 2.28)	- 0.021 OCCH5 (- 0.60)	0.309 EDW5 (7.75)	0.021 IMS5 (1.23)	F = 68.18
- 0.179 I-W6 (- 3.48)	- 0.041 OCCH6 (- 1.26)	0.305 EDW6 (5.84)	F = 2.36	
- 0.191 I-W7 (- 3.66)	- 0.041 OCCH7 (- 1.78)	F = 19.78		
- 0.174 I-W8 (- 3.26)	- 0.099 OCCH8 (- 3.11)			
- 0.237 I-W9 (- 4.21)	F = 4.33			
- 0.306 I-W10 (- 5.28)				
- 0.371 I-W11 (- 6.95)				
F = 13.34				

TABLEAU A. 3. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968

Termes constants	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.363 (6.13)	- 0.003 (- 0.16)	0.035 (3.67)	0.0006 (0.43)	- 0.175 (- 3.91)	0.013 REG1 (0.46)	0.067 RES1 (2.58)
					0.136 REG3 (5.05)	0.024 RES2 (0.67)
					0.148 REG4 (5.05)	0.116 RES3 (3.73)
					0.105 REG5 (3.06)	F = 5.08
Groupe d'âge: 45-54 ans Moyenne de la var. dép. = 0.390 N = 3026 F = 8.42 R <sup>2</sup> = 0.1014 R̄ <sup>2</sup> = 0.0894 SEE = 0.4655					F = 11.39	
0.335 (5.59)	- 0.044 (- 1.62)	0.037 (2.86)	0.002 (1.39)	- 0.187 (- 4.47)	0.019 REG1 (0.58)	0.019 RES1 (0.64)
					0.110 REG3 (3.39)	0.033 RES2 (0.78)
					0.138 REG4 (3.94)	0.036 RES3 (1.03)
					0.106 REG5 (2.65)	F = 0.43
Groupe d'âge: 55-64 ans Moyenne de la var. dép. = 0.265 N = 1822 F = 4.89 R <sup>2</sup> = 0.0921 R̄ <sup>2</sup> = 0.0733 SEE = 0.4247					F = 6.06	



**TABLEAU A 3. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

I-W	OCCH	EDW	IMS	CH
- 0.147 I - W2 (- 2.74)	- 0.004 OCCH2 (- 0.09)	0.030 EDW2 (1.07)	0.027 IMS2 (0.69)	- 0.026 CH1 (- 0.43)
- 0.163 I - W3 (- 3.23)	0.039 OCCH3 (0.97)	0.079 EDW3 (3.01)	0.088 IMS3 (2.56)	- 0.072 CH2 (- 3.94)
- 0.129 I - W4 (- 2.64)	0.063 OCCH4 (1.43)	0.159 EDW4 (5.46)	0.043 IMS4 (0.40)	- 0.187 CH3 (- 4.69)
- 0.138 I - W5 (- 2.80)	0.034 OCCH5 (0.89)	0.310 EDW5 (6.64)	0.030 IMS5 (1.52)	F = 10.16
- 0.191 I - W6 (- 3.83)	0.041 OCCH6 (1.02)	0.314 EDW6 (4.78)	F = 1.95	
- 0.223 I - W7 (- 4.40)	0.040 OCCH7 (1.48)	F = 14.45		
- 0.255 I - W8 (- 4.76)	- 0.022 OCCH8 (- 0.59)			
- 0.235 I - W9 (- 4.24)	F = 1.05			
- 0.256 I - W10 (- 4.38)				
- 0.397 I - W11 (- 7.75)				
F = 8.89				
- 0.069 I - W2 (- 1.70)	- 0.080 OCCH2 (- 1.50)	0.046 EDW2 (1.60)	- 0.054 IMS2 (- 1.65)	
- 0.163 I - W3 (- 3.78)	0.018 OCCH3 (0.34)	0.107 EDW3 (3.66)	0.040 IMS3 (0.82)	
- 0.156 I - W4 (- 3.65)	0.087 OCCH4 (1.43)	0.186 EDW4 (5.43)	0.008 IMS4 (0.04)	
- 0.150 I - W5 (- 3.45)	0.010 OCCH5 (0.20)	0.337 EDW5 (5.66)	0.009 IMS5 (0.39)	
- 0.186 I - W6 (- 3.77)	0.008 OCCH6 (0.13)	0.308 EDW6 (3.73)	F = 1.09	
- 0.255 I - W7 (- 4.81)	- 0.019 OCCH7 (- 0.51)	F = 11.06		
- 0.264 I - W8 (- 4.71)	- 0.146 OCCH8 (- 3.04)			
- 0.288 I - W9 (- 4.61)	F = 3.06			
- 0.243 I - W10 (- 3.66)				
- 0.346 I - W11 (- 6.81)				
F = 5.48				

**TABLEAU A. 4. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

Termes constants	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0,231 (4,55)	- 0,031 (- 1,86)	0,009 (0,66)	0,0021 (1,53)	- 0,205 (- 4,88)	0,038 REG1 (1,72)	0,020 RES1 (1,12)
					0,042 REG3 (2,03)	0,050 RES2 (1,96)
					0,038 REG4 (1,69)	0,005 RES3 (0,27)
<p>Groupe d'âge: 65 ans ou plus Moyenne de la var. dép. = 0.052 N = 1183 F = 3.43 R<sup>2</sup> = 0.0997 R̄<sup>2</sup> = 0.0707 SEE = 0.2133</p>					0,012 REG5 (0,46)	F = 1.43
					F = 1.51	
0,701 (13,95)	- 0,049 (- 2,73)	0,009 (0,64)	0,0010 (1,47)	- 0,213 (- 5,71)	0,013 REG1 (0,65)	0,053 RES1 (2,80)
					0,075 REG3 (3,22)	0,008 RES2 (0,32)
					0,078 REG4 (3,30)	0,036 RES3 (1,70)
<p>Tranche de revenu: I-W ≤ 3,999 (tous âges) Moyenne de la var. dép. = 0.321 N = 3568 F = 35,48 R<sup>2</sup> = 0.2711 R̄<sup>2</sup> = 0.2634 SEE = 0.4007</p>					0,024 REG5 (0,86)	F = 2.87
					F = 4.82	

**TABLEAU A. 4. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

I - W	OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.014 I-W2 (- 0.70)	- 0.200 OCCH2 (- 3.61)	0.012 EDW2 (0.70)	0.003 IMS2 (0.19)		
- 0.014 I-W3 (- 0.60)	- 0.060 OCCH3 (- 0.95)	0.032 EDW3 (1.71)	0.060 IMS3 (1.43)		
- 0.096 I-W4 (- 3.40)	0.105 OCCH4 (1.43)	0.068 EDW4 (3.29)	- 0.211 IMS4 (- 1.61)		
- 0.078 I-W5 (- 2.46)	- 0.171 OCCH5 (- 3.22)	0.083 EDW5 (2.30)	- 0.030 IMS5 (- 1.89)		
- 0.044 I-W6 (- 1.25)	0.000 OCCH6 (0.00)	0.039 EDW6 (0.67)	F = 2.40		
- 0.078 I-W7 (- 1.94)	- 0.091 OCCH7 (- 1.92)	F = 2.88			
- 0.112 I-W8 (- 2.40)	- 0.183 OCCH8 (- 3.59)				
- 0.091 I-W9 (- 1.87)	F = 5.32				
- 0.083 I-W10 (- 1.35)					
- 0.098 I-W11 (- 2.39)					
F = 2.20					
- 0.054 I-W2 (- 2.98)	- 0.010 OCCH2 (- 0.19)	0.032 EDW2 (1.73)	- 0.025 IMS2 (- 0.96)	- 0.274 CH1 (- 10.25)	- 0.092 AGE2 (- 3.35)
- 0.069 I-W3 (- 3.77)	0.033 OCCH3 (0.62)	0.105 EDW3 (5.62)	0.045 IMS3 (1.22)	- 0.053 CH2 (- 2.21)	- 0.124 AGE3 (- 3.96)
F = 7.52	- 0.021 OCCH4 (- 0.41)	0.224 EDW4 (9.59)	- 0.048 IMS4 (- 0.93)	- 0.277 CH3 (- 10.09)	- 0.229 AGE4 (- 7.27)
	0.000 OCCH5 (0.00)	0.291 EDW5 (6.58)	- 0.019 IMS5 (- 1.25)	F = 52.16	- 0.321 AGE5 (- 9.95)
	- 0.108 OCCH6 (- 2.56)	0.310 EDW6 (4.88)	F = 1.24		- 0.488 AGE6 (- 14.00)
	- 0.049 OCCH7 (- 1.34)	F = 26.40			F = 41.92
	- 0.159 OCCH8 (- 4.28)				
		F = 7.27			

TABLEAU A. 5. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968

Termes constants	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	RES
0.602 (18.32)	- 0.024 (- 2.03)	0.052 (6.42)	- 0.003 (- 2.74)	- 0.170 (- 5.03)	0.013 REG1 (0.78)	0.070 RES1 (4.74)
					0.123 REG3 (8.15)	0.091 RES2 (4.37)
					0.160 REG4 (9.74)	0.076 RES3 (4.10)
Tranche de revenu: 4,000 ≤ I-W ≤ 7,999 (tous âges) Moyenne de la var. dép. = 0.413 N = 7621 F = 54.72 R <sup>2</sup> = 0.2152 R̄ <sup>2</sup> = 0.2113 SEE = 0.4373					0.097 REG5 (4.78)	F = 9.94
					F = 35.23	
0.479 (8.44)	- 0.031 (- 1.78)	0.062 (8.21)	- 0.0005 (- 0.24)	- 0.146 (- 2.83)	0.050 REG1 (1.99)	0.031 RES1 (1.27)
					0.125 REG3 (6.49)	0.043 RES2 (1.31)
					0.126 REG4 (5.74)	0.020 RES3 (0.65)
Tranche de revenu: I-W ≤ 8,000 (tous âges) Moyenne de la var. dép. = 0.316 N = 4348 F = 15.36 R <sup>2</sup> = 0.1193 R̄ <sup>2</sup> = 0.1116 SEE = 0.4382					0.113 REG5 (4.57)	F = 0.73
					F = 13.12	

**TABLEAU A. 5. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

I-W	OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.010 I-W5 (- 0.71)	- 0.043 OCCH2 (- 1.68)	0.037 EDW2 (2.11)	- 0.046 IMS2 (- 1.55)	- 0.379 CH1 (- 22.00)	- 0.086 AGE2 (- 4.89)
- 0.060 I-W6 (- 4.03)	0.026 OCCH3 (1.03)	0.119 EDW3 (7.37)	0.037 IMS3 (1.88)	- 0.146 CH2 (- 9.11)	- 0.172 AGE3 (- 8.49)
- 0.109 I-W7 (- 6.87)	- 0.000 OCCH4 (- 0.00)	0.216 EDW4 (12.07)	0.063 IMS4 (1.46)	- 0.373 CH3 (- 21.61)	- 0.278 AGE4 (- 12.84)
F = 20.48	- 0.023 OCCH5 (- 0.93)	0.292 EDW5 (10.06)	0.044 IMS5 (3.82)	F = 217.68	- 0.464 AGE5 (- 18.46)
	- 0.024 OCCH6 (- 0.98)	0.348 EDW6 (8.27)	F = 5.41		- 0.651 AGE6 (- 17.41)
	- 0.039 OCCH7 (- 2.08)	F = 49.03			F = 96.09
	- 0.056 OCCH8 (- 2.31)				
	F = 2.47				
- 0.033 I-W9 (- 1.62)	- 0.037 OCCH2 (- 1.72)	0.020 EDW2 (0.72)	0.007 IMS2 (0.22)	- 0.286 CH1 (- 10.02)	- 0.095 AGE2 (- 2.37)
- 0.059 I-W10 (- 2.63)	- 0.003 OCCH3 (- 0.10)	0.072 EDW3 (2.86)	0.064 IMS3 (2.61)	- 0.116 CH2 (- 6.01)	- 0.152 AGE3 (- 3.63)
- 0.150 I-W11 (- 8.34)	0.050 OCCH4 (1.61)	0.106 EDW4 (4.06)	- 0.026 IMS4 (- 0.40)	- 0.294 CH3 (- 12.52)	- 0.251 AGE4 (- 5.80)
F = 26.06	0.029 OCCH5 (0.82)	0.252 EDW5 (7.32)	0.030 IMS5 (1.88)	F = 60.24	- 0.382 AGE5 (- 8.21)
	- 0.000 OCCH6 (- 0.01)	0.241 EDW6 (6.17)	F = 2.30		- 0.490 AGE6 (- 7.92)
	0.022 OCCH7 (1.11)	F = 16.70			F = 25.72
	- 0.034 OCCH8 (- 0.94)				
	F = 1.84				



**TABLEAU A. 6. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

Termes constants	OWH	AD	HWU	HDNW	REG	I-W
0.729 (20.02)	- 0.025 (- 2.30)	0.068 (10.11)	0.0004 (0.43)	- 0.132 (- 4.95)	0.034 REG1 (1.99)	- 0.036 I-W2 (- 1.11)
					0.105 REG3 (8.17)	- 0.028 I-W3 (- 0.91)
					0.143 REG4 (9.79)	- 0.067 I-W4 (- 2.28)
					0.092 REG5 (5.25)	- 0.061 I-W5 (- 2.12)
Régions métropolitaines (tous âges)					F = 28.95	- 0.112 I-W6 (- 3.81)
Moyenne de la var. dép = 0.397						- 0.170 I-W7 (- 5.66)
N = 9014						- 0.172 I-W8 (- 5.48)
F = 58.06						- 0.205 I-W9 (- 6.23)
R <sup>2</sup> = 0.2137						- 0.205 I-W10 (- 5.92)
R̄ <sup>2</sup> = 0.2101						- 0.330 I-W11 (- 10.64)
SEE = 0.4349						F = 26.59
0.648 (16.68)	- 0.044 (- 3.15)	0.035 (4.93)	- 0.0005 (- 0.71)	- 0.211 (- 7.70)	0.010 REG1 (0.62)	- 0.056 I-W2 (- 2.40)
					0.123 REG3 (6.66)	- 0.083 I-W3 (- 3.50)
					0.108 REG4 (5.73)	- 0.084 I-W4 (- 3.53)
					0.076 REG5 (3.45)	- 0.099 I-W5 (- 4.06)
Régions non métropolitaines (tous âges)					F = 20.30	- 0.133 I-W6 (- 5.14)
Moyenne de la var. dép = 0.319						- 0.156 I-W7 (- 5.64)
N = 6543						- 0.169 I-W8 (- 5.52)
F = 33.61						- 0.199 I-W9 (- 5.68)
R <sup>2</sup> = 0.1854						- 0.314 I-W10 (- 7.72)
R̄ <sup>2</sup> = 0.1799						- 0.292 I-W11 (- 9.29)
SEE = 0.4223						F = 12.63

**TABLEAU A. 6. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE	RES
- 0.020 OCCH2 (- 1.10)	0.017 EDW2 (1.02)	0.011 IMS2 (0.51)	- 0.369 CH1 (- 22.64)	- 0.117 AGE2 (- 6.67)	
0.053 OCCH3 (2.44)	0.114 EDW3 (7.28)	0.070 IMS3 (4.37)	- 0.130 CH2 (- 9.15)	- 0.213 AGE3 (- 10.87)	
0.014 OCCH4 (0.62)	0.172 EDW4 (10.24)	0.025 IMS4 (0.77)	- 0.371 CH3 (- 22.72)	- 0.332 AGE4 (- 16.18)	
0.028 OCCH5 (1.26)	0.253 EDW5 (10.27)	0.048 IMS5 (4.39)	F = 240.69	- 0.493 AGE5 (- 21.45)	
- 0.008 OCCH6 (- 0.37)	0.268 EDW6 (8.71)	F = 7.82		- 0.667 AGE6 (- 22.22)	
0.018 OCCH7 (1.15)	F = 42.24			F = 133.02	
- 0.012 OCCH8 (- 0.47)					
F = 2.20					
- 0.068 OCCH2 (- 2.39)	0.051 FDW2 (3.12)	- 0.063 IMS2 (- 2.35)	- 0.285 CH1 (- 13.54)	- 0.068 AGE2 (- 3.11)	0.049 RES2 (3.32)
0.015 OCCH3 (0.46)	0.098 EDW3 (6.33)	- 0.029 IMS3 (- 0.97)	- 0.106 CH2 (- 6.31)	- 0.107 AGE3 (- 4.45)	0.044 RES3 (3.44)
0.078 OCCH4 (2.25)	0.202 EDW4 (11.31)	- 0.052 IMS4 (- 0.68)	- 0.281 CH3 (- 14.97)	- 0.188 AGE4 (- 7.43)	F = 8.32
- 0.011 OCCH5 (- 0.38)	0.354 EDW5 (11.58)	0.002 IMS5 (0.17)	F = 94.57	- 0.308 AGE5 (- 11.11)	
- 0.033 OCCH6 (- 1.28)	0.383 EDW6 (8.99)	F = 1.74		- 0.450 AGE6 (- 13.39)	
- 0.049 OCCH7 (- 2.52)	F = 48.46		F = 43.12		
- 0.113 OCCH8 (- 5.01)					
F = 7.88					



**TABLEAU A. 7. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.064 OCCH2 (- 1.74)	0.035 EDW2 (1.55)	- 0.077 IMS2 (- 1.45)	- 0.227 CH1 (- 8.19)	- 0.083 AGE2 (- 2.86)
0.079 OCCH 3 (1.95)	0.092 EDW3 (4.69)	- 0.082 IMS3 (- 1.41)	- 0.093 CH2 (- 4.19)	- 0.163 AGE3 (- 5.04)
0.070 OCCH4 (1.53)	0.243 EDW4 (10.30)	- 0.255 IMS4 (- 2.08)	- 0.251 CH3 (- 10.28)	- 0.214 AGE4 (- 6.22)
- 0.021 OCCH5 (- 0.54)	0.335 EDW5 (8.61)	0.012 IMS5 (0.76)	F = 40.83	- 0.310 AGE5 (- 8.42)
- 0.030 OCCH6 (- 0.83)	0.382 EDW6 (6.13)	F = 2.32		- 0.412 AGE6 (- 9.04)
- 0.033 OCCH7 (- 1.19)	F = 32.08			F = 20.31
- 0.125 OCCH8 (- 3.91)				
F = 6.18				
- 0.062 OCCH2 (- 1.96)	0.013 EDW2 (0.59)	0.138 IMS2 (2.51)	- 0.370 CH1 (- 14.28)	- 0.191 AGE2 (- 6.84)
0.010 OCCH3 (0.27)	0.072 EDW3 (3.51)	0.240 IMS3 (6.99)	- 0.162 CH2 (- 7.08)	- 0.273 AGE3 (- 8.96)
- 0.067 OCCH4 (- 1.69)	0.178 EDW4 (7.61)	0.152 IMS4 (2.16)	- 0.333 CH3 (- 13.25)	- 0.371 AGE4 (- 11.31)
0.033 OCCH5 (0.96)	0.305 EDW5 (6.40)	0.031 IMS5 (1.93)	F = 83.61	- 0.539 AGE5 (- 14.72)
- 0.026 OCCH6 (- 0.75)	0.359 EDW6 (7.15)	F = 14.36		- 0.692 AGE6 (- 14.46)
0.002 OCCH7 (0.07)	F = 22.50			F = 56.48
- 0.017 OCCH8 (- 0.48)				
F = 1.76				





**TABLEAU A. 8. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE
- 0.030 OCCH2 (- 1.07)	0.031 EDW2 (1.21)	- 0.039 IMS2 (- 1.26)	- 0.378 CH1 (- 15.22)	- 0.075 AGE2 (- 2.82)
0.025 OCCH3 (0.74)	0.138 EDW3 (5.49)	- 0.002 IMS3 (- 0.07)	- 0.149 CH2 (- 7.01)	- 0.143 AGE3 (- 4.81)
0.056 OCCH4 (1.54)	0.179 EDW4 (6.62)	0.053 IMS4 (1.16)	- 0.405 CH3 (- 16.56)	- 0.276 AGE4 (- 8.94)
0.037 OCCH5 (1.11)	0.266 EDW5 (6.81)	0.028 IMS5 (1.75)	F = 118.33	- 0.461 AGE5 (- 13.32)
- 0.015 OCCH6 (- 0.43)	0.249 EDW6 (5.50)	F = 1.73		- 0.631 AGE6 (-14.60)
0.004 OCCH7 (0.19)	F = 18.68			F = 57.49
- 0.053 OCCH8 (- 1.52)				
F = 1.75				
- 0.030 OCCH2 (- 0.85)	0.041 EDW2 (1.32)	- 0.017 IMS2 (- 0.53)	- 0.358 CH1 (- 11.57)	- 0.084 AGE2 (- 2.57)
0.034 OCCH3 (0.76)	0.097 EDW3 (3.33)	0.027 IMS3 (0.80)	- 0.082 CH2 (- 3.14)	- 0.180 AGE3 (- 4.85)
0.000 OCCH4 (0.01)	0.130 EDW4 (4.18)	- 0.055 IMS4 (- 0.71)	- 0.281 CH3 (- 9.22)	- 0.277 AGE4 (- 7.31)
- 0.032 OCCH5 (- 0.79)	0.230 EDW5 (5.16)	0.029 IMS5 (1.46)	F = 54.43	- 0.407 AGE5 (- 9.64)
- 0.018 OCCH6 (- 0.47)	0.306 EDW6 (5.05)	F = 1.00		- 0.572 AGE6 (- 10.55)
- 0.033 OCCH7 (- 1.14)	F = 9.19			F = 27.76
- 0.072 OCCH8 (- 1.86)				
F = 0.97				



**TABLEAU A. 9. Équations de régression de l'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données de l'E.F.C. de 1968**

OCCH	EDW	IMS	CH	AGE	REG
0.051 OCCH2 (1.08)	0.045 EDW2 (0.90)	0.008 IMS2 (0.19)	- 0.328 CH1 (- 7.89)	- 0.021 AGE2 (- 0.47)	
0.046 OCCH3 (0.83)	0.093 EDW3 (2.00)	0.052 IMS3 (1.36)	- 0.082 CH2 (- 2.42)	- 0.029 AGE3 (- 0.60)	
0.101 OCCH4 (1.75)	0.155 EDW4 (3.28)	- 0.098 IMS4 (- 1.34)	- 0.364 CH3 (- 8.98)	- 0.203 AGE4 (- 4.09)	
0.067 OCCH5 (1.22)	0.306 EDW5 (5.23)	0.030 IMS5 (1.17)	F = 36.16	- 0.340 AGE5 (- 6.09)	
0.028 OCCH6 (0.54)	0.241 EDW6 (2.98)	F = 1.28		- 0.554 AGE6 (- 7.94)	
0.038 OCCH7 (1.07)	F = 8.03			F = 18.38	
- 0.011 OCCH8 (- 0.23)					
F = 0.79					
- 0.040 OCCH2 (- 2.70)	0.029 EDW2 (2.47)	- 0.014 IMS2 (- 0.83)	- 0.359 CH1 (- 28.02)	- 0.102 AGE2 (- 7.50)	0.018 REG1 (1.25)
0.025 OCCH3 (1.41)	0.111 EDW3 (9.83)	0.049 IMS3 (3.72)	- 0.134 CH2 (- 12.23)	- 0.174 AGE3 (- 11.47)	0.113 REG3 (12.24)
0.019 OCCH4 (1.00)	0.177 EDW4 (14.35)	0.033 IMS4 (1.19)	- 0.354 CH3 (- 28.54)	- 0.288 AGE4 (- 18.16)	0.132 REG4 (11.36)
0.018 OCCH5 (1.07)	0.281 EDW5 (14.53)	0.028 IMS5 (3.47)	F = 369.84	- 0.445 AGE5 (- 25.20)	0.085 REG5 (6.46)
- 0.024 OCCH6 (- 1.40)	0.295 EDW6 (12.28)	F = 6.13		- 0.613 AGE6 (- 27.36)	F = 51.66
- 0.008 OCCH7 (- 0.64)	F = 80.15			F = 191.30	
- 0.056 OCCH8 (- 3.45)					
F = 5.32					



## ANNEXE B

### DÉSIGNATION ET DÉFINITION DES VARIABLES, ET ÉQUATIONS DE RÉGRESSION BASÉES SUR LES DONNÉES PROVENANT DU RECENSEMENT DE 1961

Variables utilisées dans l'analyse des taux d'activité des femmes mariées établies à partir des données du recensement de 1961.

Cent soixante-quatorze observations provenant de villes, villages et autres subdivisions municipales dont la population est au moins de 10,000 habitants. Les variables ont été classées en six groupes selon l'âge de l'épouse.

Désignation de  
la variable

Définition

PR – (variable dépendante) taux d'activité des femmes mariées, époux présent, au cours de la semaine du recensement (en %)

UN – taux de chômage masculin, en pourcentage de la population active masculine. Ne prend pas en compte les personnes en quête d'un travail pour la première fois<sup>1</sup>.

Recensement de 1961, bulletin 3. 3-1, tableaux 4, 5.

IM – Cols blancs (hommes et femmes: administration, professions libérales et techniques, personnel de bureau et des ventes) en pourcentage de la population active<sup>1</sup>.

Recensement de 1961, bulletins 3. 1-4, 3. 1-5, 3. 1-6.

YH – Gains annuels moyens de l'époux (en dollars par an).

NCH  $\leq$  15 – familles époux-épouse sans enfants de 15 ans ou moins (en %)

REG – région de la ville: variables factices

REG1 = 1 si provinces de l'Atlantique; 0 dans les autres cas

REG2 = 1 si Québec; 0 dans les autres cas

REG3 = 1 si Ontario; 0 dans les autres cas

REG4 = 1 si provinces des Prairies; 0 dans les autres cas

REG5 = 1 si Colombie-Britannique; 0 dans les autres cas



W — gains annuels moyens des femmes salariées à plein temps (en dollars par an)<sup>1</sup>.

EDW7 — pourcentage des épouses, dans les familles époux-épouse, avec diplôme universitaire.

CH5 — pourcentage des familles époux-épouse ayant un ou plusieurs enfants de moins de six ans.

RC — pourcentage d'épouses catholiques, dans les familles époux-épouse<sup>2</sup>.

AD ≤ 15 — nombre de personnes de plus de 15 ans dans les familles époux-épouse (y compris l'époux et l'épouse), moyenne par famille pour chaque ville.

---

<sup>1</sup> Les variables UN, IM, et W ne sont pas classées par groupe d'âge, et elles sont utilisées pour tous les groupes d'âge.

<sup>2</sup> Source des variables PR, YH, NCH ≤ 15; W, EDW7, CH5, RC, AD > 15; totalisations non publiées du recensement de 1961.

**TABLEAU B. 1. Équations de régression des taux d'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données du recensement de 1961**

Eqn. n°	Groupe d'âge	Termes constants	UN	IM	YH	AD>15	W	EDW7	CH5
1	Tous âges .....	51.77 (5.61)	.17 (1.00)	.08 (2.16)	- .0047 (- 6.78)	- 12.04 (- 3.84)	.0072 (5.12)	.35 (2.16)	- .13 (- 3.12)
2	Tous âges .....	50.19 (5.52)		.08 (2.03)	- .0048 (- 6.99)	- 10.98 (- 3.72)	.0072 (5.10)	.36 (2.25)	- .13 (- 3.03)
3	Moins de 25 ans .....	54.75 (1.72)	- .03 (- .14)	.06 (1.16)	- .0070 (- 5.31)	1.02 (.07)	.0130 (6.43)	- .06 (- .46)	- .51 (- 6.86)
4	Moins de 25 ans .....	56.56 (7.37)		.07 (1.20)	- .0069 (- 5.45)		.0130 (6.54)	- .06 (- .49)	- .51 (- 6.95)
5	Moins de 25 ans .....	55.91 (7.42)		.06 (1.10)	- .0072 (- 6.40)		.0132 (6.79)		- .50 (- 7.31)
6	25-34 .....	61.17 (4.32)	.19 (1.17)	.09 (2.36)	- .0045 (- 5.53)	3.30 (.56)	.0072 (4.92)	.07 (.69)	- .66 (- 8.73)
7	25-34 .....	69.34 (10.26)	.22 (1.34)	.10 (2.67)	- .0041 (- 6.65)		.0067 (4.96)		- .69 (- 10.29)
8	25-34 .....	70.58 (10.51)		.09 (2.60)	- .0042 (- 6.76)		.0064 (4.79)		- .68 (- 10.20)
9	35-44 .....	63.74 (6.62)	.24 (1.19)	.02 (.63)	- .0053 (- 8.13)	- 9.44 (- 2.98)	.0061 (4.02)	.54 (3.68)	- .24 (- 3.91)
10	35-44 .....	65.59 (7.17)	.25 (1.21)		- .0052 (- 8.28)	- 9.94 (- 3.24)	.0060 (4.00)	.57 (4.01)	- .24 (- 3.93)
11	35-44 .....	61.74 (7.19)			- .0053 (- 8.57)	- 7.99 (- 3.06)	.0061 (4.04)	.58 (4.06)	- .25 (- 3.94)
12	45-54 .....	43.27 (6.45)	.12 (.62)	.08 (1.89)	- .0046 (- 7.40)	- 4.07 (- 2.26)	.0055 (3.52)	.42 (2.60)	- .17 (- 1.06)
13	45-54 .....	43.19 (6.45)		.07 (1.81)	- .0047 (- 7.47)	- 3.73 (- 2.18)	.0054 (3.48)	.42 (2.64)	- .18 (- 1.13)
14	45-54 .....	44.17 (6.65)		.09 (2.37)	- .0046 (- 7.44)	- 4.51 (- 2.88)	.0053 (3.40)	.40 (2.54)	
15	55-64 .....	29.40 (2.24)	.16 (1.05)	.09 (3.02)	- .0022 (- 5.13)	- 2.52 (- 1.87)	.0013 (1.09)	.19 (1.45)	
16	55-64 .....	22.37 (4.71)	.18 (1.15)	.09 (2.97)	- .0022 (- 5.16)	- 2.15 (- 1.82)	.0013 (1.14)	.17 (1.38)	
17	55-64 .....	23.57 (5.00)		.09 (2.87)	- .0019 (- 5.15)	- 2.05 (- 1.78)	.0009 (.82)		
18	65 + .....	25.60 (2.45)	.01 (.07)	- .00 (- .06)	- .0003 (- 1.79)	.55 (.59)	.0003 (.50)	.08 (1.23)	
19	65 + .....	25.80 (2.53)			- .0003 (- 1.91)	.54 (.60)	.0002 (.51)	.08 (1.24)	
20	65 + .....	27.17 (2.74)			- .0003 (- 1.85)		.0002 (.34)	.08 (1.30)	

**TABEAU B. 1. Équations de régression des taux d'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données du recensement de 1961**

RC	REG1	REG3	REG4	REG5	NCH<15	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Eqn. n°
- .06 (- 2.64)	.88 (.69)	5.37 (4.33)	4.74 (3.37)	- .29 (- .18)		.88	.87	3.10	1
- .06 (- 2.63)	.88 (.70)	5.56 (4.54)	4.83 (3.44)	.23 (.15)		.88	.87	3.10	2
- .15 (- 5.21)	.77 (.41)	3.88 (2.16)	4.40 (2.20)	- 2.94 (- 1.22)		.85	.84	4.63	3
- .15 (- 5.37)	.79 (.42)	3.84 (2.18)	4.39 (2.23)	- 3.04 (- 1.36)		.85	.84	4.60	4
- .14 (- 5.52)	.87 (.46)	4.15 (2.54)	4.64 (2.44)	- 2.82 (- 1.29)		.85	.84	4.59	5
- .06 (- 3.18)	1.24 (.96)	4.80 (3.85)	5.14 (3.59)	- .64 (- .39)		.88	.87	3.18	6
- .07 (- 3.48)	1.23 (.96)	4.61 (3.90)	5.06 (3.57)	- .76 (- .46)		.88	.87	3.16	7
- .06 (- 3.32)	1.23 (.96)	4.83 (4.12)	5.13 (3.62)	- .06 (- .04)		.88	.87	3.17	8
- .08 (- 3.48)	.03 (.02)	6.93 (5.35)	6.78 (4.34)	1.56 (.88)		.90	.89	3.40	9
- .08 (- 3.46)	.02 (.02)	6.90 (5.34)	6.80 (4.36)	1.49 (.84)		.90	.89	3.39	10
- .08 (- 3.45)	.01 (.00)	7.06 (5.48)	6.83 (4.37)	2.11 (1.25)		.90	.89	3.39	11
- .14 (- 5.38)	- 1.34 (- .84)	3.92 (2.75)	4.05 (2.42)	1.68 (.88)		.88	.87	3.67	12
- .14 (- 5.38)	- 1.27 (- .80)	4.07 (2.90)	4.13 (2.48)	2.08 (1.16)		.88	.87	3.66	13
- .14 (- 5.57)	- 1.83 (- 1.21)	4.19 (2.99)	3.99 (2.40)	2.13 (1.19)		.88	.87	3.66	14
- .09 (- 4.59)	- .88 (- .68)	2.45 (2.15)	2.16 (1.65)	.13 (.08)	- .07 (- .58)	.77	.75	2.95	15
- .09 (- 4.57)	- .64 (- .52)	2.40 (2.11)	2.20 (1.69)	.06 (.04)		.77	.75	2.94	16
- .10 (- 5.19)	- .54 (- .44)	2.17 (2.01)	1.99 (1.55)	.56 (.40)		.76	.75	2.95	17
- .02 (- 2.56)	.61 (1.06)	1.31 (2.54)	.22 (.37)	.84 (1.24)	- .24 (- 2.33)	.45	.41	1.37	18
- .02 (- 2.60)	.61 (1.07)	1.32 (2.65)	.23 (.38)	.87 (1.41)	- .24 (- 2.39)	.45	.41	1.36	19
- .02 (- 2.53)	.56 (.99)	1.26 (2.58)	.17 (.30)	.81 (1.33)	- .24 (- 2.39)	.45	.42	1.36	20

**TABLEAU B. 2. Équations de régression des taux d'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données du recensement de 1961**

Eqn. n°	Groupe d'âge	Termes constants	UN	IM	YH	AD >15	W	EDW7	CH5
Équations logarithmiques									
1	Tous âges.....	2.56 (3.07)	0.08 (2.01)	0.20 (2.47)	- 1.45 (- 7.81)	- 2.95 (- 5.91)	1.59 (6.97)	0.11 (2.11)	- 0.43 (- 4.35)
2	Moins de 25 ans .....	- 0.19 (- 0.17)	0.02 (0.37)	0.34 (3.22)	- 1.63 (- 6.28)	0.31 (0.17)	2.41 (8.91)	- 0.02 (- 0.65)	- 0.68 (- 3.09)
3	25-34 .....	3.60 (3.45)	0.06 (1.35)	0.24 (2.50)	- 1.76 (- 7.40)	1.12 (1.30)	2.09 (8.91)	0.06 (1.11)	- 1.96 (- 5.88)
4	35-44 .....	4.10 (4.73)	0.09 (1.94)	0.05 (0.60)	- 1.63 (- 8.83)	- 1.98 (- 3.94)	1.51 (6.67)	0.15 (3.21)	- 0.80 (- 5.37)
5	45-54 .....	2.34 (3.36)	0.06 (1.54)	0.16 (2.18)	- 1.21 (- 7.98)	- 2.09 (- 6.86)	1.24 (5.87)	0.11 (3.17)	- 0.03 (- 0.42)
6	55-64 .....	1.47 (0.61)	0.12 (2.23)	0.24 (2.16)	- 1.01 (- 5.27)	- 1.57 (- 3.55)	1.06 (3.38)	0.13 (2.61)	
7	65+ .....	10.55 (1.40)	0.12 (1.29)	0.03 (0.15)	- 0.28 (- 1.24)	0.20 (0.23)	0.62 (1.28)	0.13 (1.79)	
Équations selon la tranche de revenu									
Tranche de revenu:									
8	L	35.97 (1.76)	0.07 (0.25)	0.245 (2.45)	- 0.007 (- 2.59)	- 13.70 (- 2.01)	0.015 (5.44)	0.60 (1.43)	0.02 (0.19)
9	M	54.46 (2.72)	- 0.18 (- 0.63)	0.220 (2.94)	- 0.003 (- 1.32)	- 11.29 (- 1.83)	0.006 (2.13)	- 0.55 (- 1.81)	- 0.13 (- 1.77)
10	U	57.17 (2.99)	0.09 (0.24)	0.004 (0.07)	- 0.003 (- 2.75)	- 9.48 (- 1.48)	0.005 (1.91)	- 0.01 (- 0.06)	- 0.16 (- 2.16)
11	L	41.03 (1.96)	0.04 (0.14)	0.270 (2.65)	- 0.009 (- 3.23)	- 12.42 (- 1.75)	0.013 (4.43)	1.05 (2.15)	0.13 (1.09)
12	M	42.46 (2.35)	0.11 (0.39)	0.180 (2.72)	- 0.004 (- 1.80)	- 10.14 (- 1.87)	0.007 (2.86)	0.06 (0.21)	- 0.14 (- 2.00)
13	U	44.63 (2.56)	0.22 (0.62)	0.001 (0.02)	- 0.004 (- 3.94)	- 7.34 (- 1.28)	0.005 (2.46)	0.36 (1.57)	- 0.09 (- 1.31)

TABLEAU B.2. Équations de régression des taux d'activité des femmes mariées, époux présent, établies à partir des données du recensement de 1961

RC	REG1	REG3	REG4	REG5	NCH < 15	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Eqn. n°
Équations logarithmiques									
- 0.06 (- 1.30)	0.10 (3.07)	0.10 (3.60)	0.10 (2.71)	- 0.05 (- 1.15)		0.88	0.87	0.087	1
- 0.17 (- 3.00)	0.10 (2.44)	0.10 (2.80)	0.13 (3.14)	- 0.01 (- 0.18)		0.78	0.76	0.117	2
- 0.15 (- 2.86)	0.13 (3.67)	0.12 (3.71)	0.14 (3.62)	- 0.02 (- 0.35)		0.85	0.84	0.099	3
- 0.08 (- 1.60)	0.11 (3.22)	0.13 (4.47)	0.14 (3.82)	- 0.01 (- 0.11)		0.89	0.88	0.089	4
- 0.12 (- 2.64)	0.05 (1.47)	0.06 (2.07)	0.06 (1.68)	- 0.04 (- 0.85)		0.89	0.88	0.085	5
- 0.14 (- 2.41)	0.10 (1.76)	0.08 (1.83)	0.07 (1.28)	- 0.07 (- 0.98)	- 0.02 (- 0.02)	0.76	0.74	0.135	6
- 0.16 (- 1.95)	0.17 (2.02)	0.26 (3.40)	0.13 (1.54)	0.11 (1.02)	- 5.72 (- 1.55)	0.45	0.41	0.219	7
Équations selon la tranche de revenu									
- 0.06 (- 1.99)						0.91	0.89	2.666	8
- 0.13 (- 4.62)						0.81	0.79	4.014	9
- 0.14 (- 4.79)						0.88	0.85	2.850	10
- 0.08 (- 1.50)	- 2.94 (- 1.11)	1.77 (0.62)	- 0.87 (- 0.26)			0.92	0.89	2.631	11
- 0.07 (- 2.08)	1.82 (0.88)	5.56 (2.55)	5.00 (2.01)	- 1.98 (- 0.65)		0.87	0.85	3.378	12
- 0.09 (- 3.05)		5.06 (3.28)	2.97 (1.35)	1.88 (0.89)		0.92	0.89	2.445	13



## ANNEXE C

### QUELQUES PROBLÈMES D'ESTIMATION

On a fait appel à la méthode des moindres carrés ordinaires (M.C.O.) pour ajuster les modèles à équation unique dans la présente étude. Une autre méthode d'estimation, celle des moindres carrés pondérés, a été proposée dans les manuels d'économétrie<sup>1</sup> pour éliminer les biais, **et en particulier pour accroître l'efficacité**<sup>2</sup> des estimations, lorsque les termes d'erreur n'ont pas une variance constante<sup>3</sup>.

Considérons par exemple le modèle linéaire suivant:

$$Y = X\beta + \epsilon \quad (C.1)$$

où:  $Y$  est un vecteur ( $n \times 1$ ) d'observations de la variable dépendante.

$X$  est une matrice ( $n \times k$ ) non stochastique d'observations de  $k$  variables indépendantes.

$\beta$  est un vecteur ( $k \times 1$ ) des paramètres à estimer.

$\epsilon$  est un vecteur ( $n \times 1$ ) des erreurs.

Nous supposons que le rang de  $X$  est  $k \leq n$ , et que

$$\begin{aligned} E(\epsilon) &= 0 \\ E(\epsilon \epsilon') &= \sigma^2 V \end{aligned} \quad (C.2)$$

où  $V$  est une matrice carrée diagonale de format ( $n \times n$ ), et où  $\sigma^2$  est un scalaire.

Si nous supposons que  $V$  est donné par:

$$\begin{bmatrix} 1/w_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1/w_2 & & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & 1/w_n \end{bmatrix} = V \quad (C.3)$$

<sup>1</sup> Voir par exemple L.R. Klein, *A Textbook of Econometrics*, Row, Peterson and Company, New York, 1953, pp. 305-313.

<sup>2</sup> Pour une définition de l'efficacité, voir Klein, *ibid.* p. 53.

<sup>3</sup> Selon Klein, l'efficacité est une raison plus importante que le biais de faire des estimations pondérées des équations structurelles lorsque les erreurs n'ont pas une variance indépendante de  $Z$  ( $Z$  est la variable indépendante). Voir Klein, *ibid.*, p. 309.

où  $w_i$  sont des poids donnés habituellement fournis avec les données de l'enquête<sup>4</sup>, et en prémultipliant le modèle (C.1) par la matrice

$$\begin{bmatrix} \sqrt{w_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{w_2} & & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & & \sqrt{w_n} \end{bmatrix} = \sqrt{W} \quad (C.4)$$

nous obtenons:

$$Y^* = X^* \beta + \epsilon^* \quad (C.5)$$

où  $Y^* = \sqrt{W} Y$ ,  $X^* = \sqrt{W} X$ , and  $\epsilon^* = \sqrt{W} \epsilon$ .

On peut montrer que l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires aux variables transformées (modèle C.5) donnerait des estimations BLUE de  $\beta$  avec la matrice des variances-covariances<sup>5</sup>:

$$E(\epsilon^* \epsilon^{*'}) = \sigma^2 I \quad (C.6)$$

Nous avons néanmoins certaines réserves à exprimer quant aux hypothèses posées plus haut:

- a) Nous devons supposer que la matrice  $V$  est connue, et que ses éléments de la diagonale sont égaux à l'inverse des poids donnés. C'est une hypothèse importante, puisque les poids dans les enquêtes par échantillonnage sont conçus de façon à fournir des estimations non biaisées de certains agrégats (par ex., le revenu moyen), et non pas à augmenter l'efficacité des estimations dans l'analyse de régression dans laquelle les variables à utiliser ne sont pas connues de ceux qui définissent les poids.
- b) La deuxième hypothèse, celle selon laquelle les éléments en-dehors de la diagonale de la matrice  $V$  sont nuls, est également douteuse, puisque les

<sup>4</sup> Les poids sont fournis avec les données de l'E.F.C. de 1968. On les a assignés à chaque observation individuelle, et les poids sont les mêmes pour toutes les variables.

<sup>5</sup> La méthode décrite est un cas particulier des moindres carrés généralisés (M.C.G.). Pour une description de cette méthode, voir Goldberger, *op. cit.*, pp. 232-235.

données de l'enquête sont un échantillon stratifié en grappe, de sorte que les observations seront très probablement corrélées. Les éléments de  $V$  en dehors de la diagonale ne sont donc pas nuls<sup>6</sup>.

Par ailleurs, lorsque la variable dépendante est dichotomique, comme c'est le cas dans notre analyse des données de l'E.F.C. de 1968, l'emploi des données pondérées dans l'analyse de régression ne donnera pas des estimations efficaces (par ex., des estimations d'une variance minimale), même si les hypothèses de la méthode décrite ci-dessus sont vraies, parce que l'équation (C.6) n'est pas soutenable<sup>7</sup>. De plus, un petit essai avec des micro-données pondérées et non pondérées provenant de l'E.F.C. de 1968 montre que nous arrivons pratiquement aux mêmes résultats de régression<sup>8</sup>.

Il existe d'autres problèmes statistiques liés à un modèle à variable dépendante dichotomique. Un tel modèle a des erreurs hétéroscédastiques, et l'emploi des moindres carrés ordinaires donne des estimations non biaisées des coefficients  $\beta$ , mais la matrice des variances-covariances est biaisée et divergente, ce qui infirme les tests d'hypothèse habituels; c'est pourquoi il faut considérer les tests  $F$  et  $t$  uniquement comme des approximations<sup>9</sup>.

Dans leur étude destinée à expliquer l'activité, Bowen et Finegan<sup>10</sup> travaillaient sur une variable dépendante dichotomique, et ils se sont servis des moindres carrés ordinaires pour estimer les paramètres. Cependant, ils ont étudié les implications des estimations biaisées et convergentes des moindres carrés ordinaires de la variance des coefficients lors du test d'hypothèse. Ils ont calculé des erreurs types "plus justes" des coefficients estimés, et ils les ont comparés aux erreurs types obtenues grâce aux moindres carrés ordinaires<sup>11</sup>. Ils devaient trouver que dans leur échantillon particulier, les différences étaient "modérées". Ils devaient trouver par ailleurs qu'il y avait "une tendance des estimations

---

<sup>6</sup> Moins rigoureusement, dans une analyse de régression utilisant la "population" (qui s'obtient en dédoublant les dossiers de l'échantillon, ou en multipliant les données de l'échantillon par les poids donnés) au lieu d'un échantillon "non représentatif" dans lequel certaines classes de la population seraient sur-représentées, l'efficacité de l'estimation qui en résulterait dépendrait de l'assymétrie de la distribution des fréquences des variables dans la population. Un échantillon "non représentatif" dont les observations sont régulièrement réparties sur l'intervalle des variables peut donner des estimations plus efficaces que la "population" dont les observations seraient réparties irrégulièrement.

<sup>7</sup> Goldberger montre que dans un modèle probabiliste linéaire, les termes d'erreur sont hétéroscédastiques en variant avec les variables indépendantes, et que l'hypothèse de perturbations hétéroscédastiques ne tient pas. Voir Goldberger, *op. cit.*, pp. 248-249.

<sup>8</sup> Voir l'annexe A pour les équations de régression non pondérées et pondérées pour "tous âges" dans les tableaux A.1 et A.9 respectivement.

<sup>9</sup> Pour un examen approfondi du problème, voir la remarque de O. Ashenfelter dans Bowen et Finegan, *The Economics of Labor Participation*, *op. cit.*, pp. 644-648.

<sup>10</sup> Bowen et Finegan, *ibid.*

<sup>11</sup> Pour la méthode suivie dans le calcul et la comparaison des erreurs types, voir Bowen et Finegan, *op. cit.*, pp. 644-648.

approchées de l'erreur type à dépasser les estimations plus précises de l'erreur type". Si l'on suppose que leurs conclusions sont valables pour la présente étude, toutes les conclusions significatives basées sur les paramètres F et t seraient confirmées de nouveau avec les estimations de l'erreur type "plus précises".

De plus, dans un modèle utilisant une variable dépendante dichotomique, toutes les observations pour cette variable doivent être égales à zéro ou à un. Cependant, les valeurs calculées de la variable dépendante à partir d'une équation de régression ne devraient pas être zéro ou un, mais devraient se trouver dans l'intervalle zéro-un. On peut interpréter ces valeurs comme une probabilité; ainsi, dans la présente étude, la probabilité serait qu'une femme mariée ayant des caractéristiques données fera partie de la population active. Mais, par suite de la forme linéaire du modèle, il n'y a aucune garantie que les valeurs calculées se trouveront sur l'intervalle zéro-un. Il semble que cette hypothèse soit couramment adoptée et acceptée comme raisonnable dans la majorité des cas<sup>12</sup>. C'est pour ces raisons que nous avons utilisé les moindres carrés ordinaires et des données non pondérées tout au long de notre analyse de régression.

---

<sup>12</sup> Pour une revue bibliographique approfondie et presque exhaustive des ouvrages consacrés aux problèmes associés aux variables dépendantes dichotomiques, voir A. Buse, *A Technical Report on Binary Dependent Variables as Applied in the Social Sciences*, Human Resources Research Council, Edmonton, Alberta, mars 1972.







